Agriculture and Agri-Food Canada
Agriculture et Agroalimentaire Canada

# Income Inequality in Canada

## Farm Versus Non-Farm Families

Canada

# INCOME INEQUALITY IN CANADA

## FARM VERSUS NON-FARM FAMILIES

### 1985 to 1995

Agriculture and Agri-Food Canada
Strategic Policy Branch

December 2000

# INCOME INEQUALITY IN CANADA

## FARM VERSUS NON-FARM FAMILIES

### 1985 to 1995

*Dennis Waithe*
*Margaret Zafiriou*
*Deborah Niekamp*

December 2000

Agriculture and Agri-Food Canada
Strategic Policy Branch

*Any policy views, whether explicitly stated, inferred or interpreted from the contents of this publication, should not be represented as reflecting the views of Agriculture and Agri-Food Canada.*

To obtain additional copies, contact:

Information Production and Promotion Unit
Research and Analysis Directorate (R&A)
Strategic Policy Branch
Agriculture and Agri-Food Canada
Building 74, C.E.F.
Ottawa, Ontario
K1A 0C6
Tel: (613) 759-1865
Fax: (613) 759-7090
E-mail: ippdist@em.agr.ca

Electronic versions of R&A publications are available on the Internet at: *www.agr.ca/policy/epad.*

Publication 2062/E
ISBN 0-662-29460-2
Catalogue A22-216/2000E
Project 99127wp

Aussi disponible en français sous le titre :
« *L'inégalité de revenu au Canada – familles agricoles et non agricoles* »

101-03742/

# Table of Contents

**Abstract** ..... vii
**Executive Summary** ..... ix
**Section 1: Introduction** ..... 1
**Section 2: Literature Review** ..... 3
**Section 3: Data Sources and Methodology** ..... 7
3.1 Data sources ..... 7
3.2 Methodology ..... 8
**Section 4: Level and Sources of Farm and Non-Farm Family Incomes** ..... 11
4.1. Family income by region ..... 13
4.2. Sources of farm and non-farm family income ..... 16
4.3. Percentage of families reporting ..... 19
4.4. Families under the Low Income Cut-Off (LICO) ..... 20
**Section 5: Measurement of Income Inequality** ..... 23
5.1. Decile distributions ..... 23
5.2. Scalar and other measures of income inequality ..... 26
5.3. Historical Gini coefficients ..... 27
**Section 6: Distribution of Income Inequality** ..... 29
6.1. Income inequality by age ..... 29
6.2. Income inequality by farm type ..... 33
6.3. Income inequality by province ..... 35
**Section 7: Policy Implications** ..... 39
**Section 8: Summary** ..... 41
**Bibliography** ..... 43
**Glossary of Terms** ..... 47
**Appendix: Measures of Inequality** ..... 49

# List of Tables


**Table 1:** Family income by urbanization category, Canada, 1985 to 1995 (in 1995 constant $) ..... 12

**Table 2:** Number of families by urbanization category and region, 1985, 1991, 1993 and 1995 ..... 13

**Table 3:** Average family incomes by urbanization category, for various regions in Canada, 1985, 1991, 1993 and 1995 ..... 14

**Table 4:** Sources of family income, 1985 and 1995 ..... 17

**Table 5:** Importance of sources of family income, by urbanization category, 1985 and 1995 ..... 18

**Table 6:** Percentage of families reporting various sources of income, 1985 and 1995 ..... 19

**Table 7:** Percent of families under LICO, 1985, 1991, 1993 and 1995 ..... 20

**Table 8:** Percent of families under LICO, by region, 1985 and 1995 ..... 21

**Table 9:** Decile data by income level and family category for 1985 and 1995 ..... 24

**Table 10:** Alternative measures of inequality ..... 26

**Table 11:** Historical Gini coefficients ..... 27

**Table 12:** Income distribution by age of household head for farm and non-farm families, 1985 and 1995 ..... 30

**Table 13:** Income inequality measures for farm and non-farm families, 1985 and 1995 ..... 31

**Table 14:** Average farm family income by farm type and Gini coefficient, 1991 to 1995 ..... 34

**Table 15:** Gini coefficients by province, for farm families, 1991 to 1995 ..... 36

# Abstract

The issue of income inequality cuts across many of the current economic and social pressure points in Canada. Income inequality may limit human resource development and the potential for economic growth. The impact of family income inequality and child poverty is of particular concern, given the importance of positive early childhood experiences. Income inequality is also a factor in growing political alienation and the disjunction in values between the Canadian "elite" and the general population.

This paper shows that, for farm families as a group, there was less income inequality in 1995 than in 1985 and a considerable narrowing of the income inequality gap between farm and non-farm families. In terms of polarization, it shows that the numbers of farm families in all the ranges—top, middle and bottom—of the income distribution remained the same. However, non-farm families in the middle range declined in the period under study. This finding is consistent with the findings of earlier Canadian studies on earnings inequality. Historical Gini coefficients (from 1971) also indicated a steady improvement (decline) in income inequality for farm families.

# Executive Summary

There has been considerable interest in Canada and elsewhere regarding the issue of income/earnings inequality and polarization. Income inequality deals with shifts in the share of earnings and/or income while polarization measures deal with shifts in the proportions of workers within the distribution.

The issue of income/earnings inequality cuts across many of the current economic and social pressure points in Canada. Inequality may limit human resource development and the potential for economic growth. The impact of family income inequality and child poverty is of particular concern, given the importance of early childhood for adult outcomes. Income inequality is also a factor in growing political alienation and the disjunction in values between the Canadian "elite" and the general population.

The Human Development Network of the federal government's Policy Research Initiative focused on three aspects of income inequality: the decline of the middle class and the polarization of society into haves and have-nots; poverty, including child poverty, extreme poverty, aboriginal poverty, and the potential for development of an underclass; and horizontal inequality across income groups, based on race, gender, immigrant status, disability or region. This paper complements that research by taking a deeper look at the farm sector and examining income inequality as a potential issue for farm families.

Over the past economic cycle (1984 to 1993), there was almost no change in real average family disposable income—labour income, plus investment returns, plus overall government transfers, less income and payroll taxes. This lack of growth in income represents a sharp break from the significant increases in real income that occurred in the 1960s and 1970s. Within the same time frame, family disposable income inequality did not increase in Canada, although real labour earnings did fall dramatically among men with low skill levels and among younger workers (under age 35),

particularly men (Picot 1966, Zyblock 1996, Finnie 1997). This phenomenon has to some degree, been the result of globalization of the marketplace and the increased skill sets needed in a competitive economy.

It has been argued however, that Canada is clearly "kinder and gentler" in that both inequality and polarization are considerably lower, and incomes at the bottom of the spectrum are higher than in the United States. Between 1985 and 1995, both inequality and polarization of family disposable income fell in Canada, while both rose in the United States.

Disposable income inequality did increase over the same period in the United States and in a number of European countries. However, the stability of disposable income inequality masks a significant increase in inequality based on family labour income. In other words, income inequality would have increased over the economic cycle, if not for the fact that personal transfers from governments, in combination with the impact of the progressive income tax system, more than offset the negative impact of the market on family income inequality.

This paper shows that, for farm families as a group, there was less income inequality in 1995 than in 1985 and a considerable narrowing of the income inequality gap between farm and non-farm families. In terms of polarization, the Foster-Wolfson Polarization index, which captures the notion of a "disappearing middle class," shows that the numbers of farm families in all the ranges—top quarter, middle half and bottom quarter—of the income distribution remained the same. However, non-farm families in the middle range declined in the period 1985 to 1995. This finding is consistent with the findings of earlier Canadian studies on earnings inequality. Historical Gini coefficients (from 1971) also indicate a steady improvement (decline) in income inequality for farm families.

The average income of farm families in rural areas has generally been below that of urban families. However, this income gap has closed considerably to about a seven percent difference in recent years. While rural farm families in some regions of the country reported income above their rural non-farm neighbours, as in the Atlantic region in 1985, 1991 and 1993, Ontario and the Prairies in 1995, and those in Quebec and British Columbia have generally reported incomes below their rural non-farm counterparts.

The importance of the various sources of income for rural non-farm families mirrors more closely that for urban families. Rural non-farm families rely more on wages and salaries than do rural farm families. However, rural non-farm families rely a great deal more on government social transfers than do either farm or urban non-farm families. This dependency might be explained by the fact

that many rural non-farm residents are retired and drawing on Canada/Quebec Pension Plans and Old Age Security, two major components of government social transfer payments. Also, a relatively higher proportion of these families are unemployed and they normally have more children, implying a greater reliance on the federal Child Tax Credit.

Statistics Canada's Low Income Cut-Offs (LICOs) were used in the paper as indicators of economic well-being. This measure represents an estimate of the cost of acquiring the basic necessities, such as food, shelter and clothing for families and individuals, by urbanization category. While this statistic is often referred to as the poverty line, it has no officially recognized status nor does Statistics Canada promote its use as a poverty line.

Statistics Canada data indicate a significant downward trend (improvement) in the proportion of rural farm families with income under LICO. This decrease also indicates that rural farm families have done relatively better than rural and urban non-farm families and Canadian families in general in receiving income above LICO.

To understand the factors influencing the convergence of the income inequality gap between farm and non-farm families, this paper looks at income inequality by age, farm type and province. Six farm types (dairy, cattle, hogs, poultry and eggs, potatoes, and grains and oilseeds) are considered. The data indicate that farm family income inequality changed little over the period 1991 to 1995. Families associated with two types (cattle and hogs) had indices of inequality consistently and significantly below the average for all farm families. An explanation for the differences between farm types may be based on differences in the structure of farming in each sub-sector and the extent to which families with different farm types rely more or less on non-farm income. However, establishing firm linkages is beyond the scope of this paper and should be a matter for future research.

When farm family income inequality is considered by region, the data show that farm families in British Columbia and Alberta consistently had the highest levels of income inequality in the period 1991 to 1995 with their year-to-year inequality indices considerably above the national average based on farm family income. Comparisons of indices for the other provinces are ambiguous in the sense that there is no clear pattern in the rankings.

The differences noted in farm family income inequality by province might be partially explained by the concentration of various farm types in those provinces, as well as by the access to off-farm employment which, in many instances, depends on the extent of urbanization. However, almost all provinces produce the identified crops and livestock, although with varying degrees of

concentration. This diversification makes it difficult to discuss, in isolation, the significance of incomes from livestock and crop production as contributors to the varying degrees of provincial farm income inequality. While it is possible to infer that much of the provincial farm family income inequality has been driven by non-farm earnings and to a lesser extent, by the concentration of farm type, such inference is drawn on the basis of casual observation of the data. Provincial farm family income inequality could be influenced by other factors, such as age and gender. Accordingly, further research in this area may be required to deduce the factors influencing the levels of interprovincial farm income inequality.

In conclusion, the paper finds that while income inequality is a condition which affects both farm and non-farm families, farm families in general made considerable strides in narrowing the gap between themselves and their non-farm counterparts to the point where it is hardly discernible. There are some regional and gender differences underlying the differential impact of income inequality but the reasons for these are not easy to identify and isolate. More research is needed to determine the linkage between farm income inequality and factors such as non-farm income, farm type and structure, and wealth which have been identified as influencing the magnitude of the income inequality gap between farm and non-farm families nationally and in the regions. In addition, research that uses up to date data since 1995 is required to determine the impact that recent developments in world commodity markets have had on the economic well-being of farm and non-farm families and income inequality.

# Section 1: Introduction

There has been a good deal of interest in Canada and elsewhere in the issue of income/earnings inequality and the polarization of income for Canadians as a whole. In general, studies of income/earnings inequality are concerned with whether the conditions of workers anywhere in the distribution have changed specifically with respect to their share of income/earnings. Studies dealing with polarization ask whether the share of workers distributed in the middle class has fallen over time.

Indeed, a number of studies show that income/earnings inequality increased in Canada through the 1980s. However, little is currently known about income inequality of families associated with the farm sector, relative to trends in the general population, or relative to other sectors. Researchers need to address several questions. For example, how does the typical farm family[1] compare to the average Canadian family, or to the average non-farm family? Are there gender or age-based issues of income inequality in the farm sector? What is the significance of farm and off-farm income? In researching the answers, one has to consider both income from employment and income from all other sources, including government transfers.

The issue of income inequality cuts across many of the current economic and social pressure points in Canada. Inequality may limit human resource development and the potential for economic growth.[2] The impact of family income inequality and poverty on children is of particular concern, given the relationship between early childhood opportunities and success in adulthood. Income inequality is also a factor in growing political alienation and the difference in values between Canadian "elite" and the general population.

The Policy Research Committee of Human Resources Development Canada focused on three aspects of income inequality:

- the decline of the middle class and the polarization of society into haves and have-nots;
- poverty, including child poverty, extreme poverty, aboriginal poverty, and the potential for development of an underclass;

1. The Glossary of Terms provides a definition/description of the types of families discussed in this paper.
2. See Jenkins 1991.

- horizontal inequality across income groups, based on race, gender, immigrant status, disability or region.

In an effort to contribute to the discussion on income inequality in Canada, this paper focuses on families associated with the primary agricultural sector. The objective of this paper is to develop a comprehensive set of data, information and analysis on income inequality in the Canadian primary agricultural industry. The paper will therefore focus on comparing income and its distribution, for individuals and families associated with the agricultural sector and the population in general. This effort will focus on determining whether income inequality is a significant issue for families associated with the agricultural sector, and the factors influencing inequality, if it exists.

To provide a comprehensive report on this subject, the paper considers family income by region, urbanization category (i.e. urban, rural non-farm and rural farm), age, farm type, and province. After the introduction, Section 2 presents a literature review of recent studies on income inequality in both Canada and the United States. Section 3 discusses the data used in the paper and the methodology for measuring income inequality. Section 4 presents the level and sources of farm and non-farm family incomes by region and urbanization category over the period 1985 to 1995 as well as the extent to which these families report income from these sources. The paper also considers family incomes relative to Statistics Canada's Low Income Cut-Offs (LICOs), which are a measure of relative economic hardship. Section 5 presents data on the distribution of family income and statistical measures of income inequality and polarization. Section 6 looks at the distribution of family income by age, farm type and province in an effort to explain the reasons for income inequality in the agricultural sector. Section 7 discusses the policy implications of farm family income inequality and Section 8 summarizes the important elements of the paper.

## Section 2: Literature Review

There is now a substantial body of literature on the distribution of income and earnings in both Canada and the United States. In general, three types of factors influencing the labour market explain past trends in income/earnings inequality: supply-side, demand-side and institutional factors. Supply-side and demand-side factors are usually considered in the context of the labour market for skilled, higher paid workers versus less skilled, lower paid workers. Institutional factors, on the other hand, relate to the role of certain organizations, such as labour unions, and their role in influencing wages and salaries.

Supply-side factors increase inequality if they cause the supply curves for skilled labour and unskilled labour to shift outward by different amounts, thus widening the gap in relative wages. Similarly, in economic terms, demand-side factors influence the position of the demand curve for skilled labour relative to non-skilled labour. Any shifts in this curve in turn determine the relative wages of skilled labour versus non-skilled labour. If the gap between these wages increases, then so does the earnings inequality. Also, changes in institutional arrangements in the labour market, such as the declining influence of unions, could lead to a gap in relative wages and hence earnings inequality.[3]

Based on the literature, it appears that increasing demand for skilled labour, represented by an outward shift in the demand curve, has been the dominant factor influencing income/earnings inequality particularly in the United States and to a lesser extent in Canada. In the United States, this shift has resulted in wage inequality, whereas in Canada, hours worked are affected (Picot 1997). Significant increases in earnings inequality in the United States over the past two decades are well-documented in the literature.

Levy and Murnane 1992 provide a thorough discussion of the literature surrounding this phenomenon, emphasizing the role played by increases in the relative demand for highly skilled workers and, in particular, the diminished opportunity for young, less-educated people to earn a middle-class income. Juhn, Murphy, and Pierce 1993 provide further evidence of these trends in a detailed discussion of wage inequality in the United States. On the basis of their data, they find that 40% of younger workers (those with one to ten years of

3. A fuller description of the labour model underlying this discussion is presented in the Economic Report of the President 1997 and in Finnie 1997.

experience) have had no increase in economic opportunity since the mid-sixties. In general, they find a significant increase in wage inequality between the highest and lowest paid workers in all categories defined by education, experience, occupation and industry.

In accounting for this increased inequality in wages, Juhn, Murphy, and Pierce 1993 attribute it largely to increased premiums on skill. This conclusion is clearly consistent with that of Levy and Murnane 1992 and is supported by similar evidence presented by Katz and Murphy 1992 and Murphy and Welch 1993. Beach and Slotsve 1994 and Riddell 1995 find similar evidence for the Canadian situation. However, the fundamental forces underlying these effects remain unclear.

Two popular hypotheses attempt to explain these forces. One hypothesis states that the changes in earnings inequality stem from skill-based technological change or from changes in the global economy that specifically increased international competition (Bound and Johnson 1992). Globalization drove down the earnings of workers in certain import-competing industries. This decrease in earnings generated a wider (inter-sectoral) distribution of earnings among workers of similar characteristics (e.g. age and education) and generally put downward pressure on the wages of types of workers concentrated in these sectors, in particular, low-skilled workers (Finnie 1997).

The other hypothesis states that technological change resulted in an increase in the earnings of higher skilled workers and led to declines for those lacking the requisite skills. According to Finnie 1997, this argument is often used to explain further the relative decline in the earnings of less educated workers and in some cases, of younger workers, because of the lack of experience-related skills necessary in a technology-oriented workplace.

Casual observation seems to support either or both of these hypotheses. Berman, Bound and Griliches 1994 present evidence from the United States Annual Survey of Manufacturing that favours the skill-based technological change explanation. The work of O'Neil 1995, which examines the effects of the returns to education on income dispersion at the international level, also supports this view.

The Economic Report of the President 1997 provides further evidence of the education premium in the United States. The report indicates that the returns to education grew tremendously during the 1980s and early 1990s. In 1980, the median male college graduate earned about one third more than the median high school graduate, but this wage premium grew to over two thirds (70%) by 1993. Since then the trend has slowed, and the ratio even declined in 1995.

In Canada, earnings inequality increased through the 1980s among full-time year round workers, both men and women (Riddell 1995). Earnings inequality, as measured by the Gini coefficient,[4] increased for full-time full-year female earners from 0.263 in 1981 to 0.280 in 1989 (Morissette, Myles and Picot 1993). A simultaneous increase in polarization among this female population appeared in the 1980s. Using the Foster-Wolfson Polarization index for female full-time full-year workers, Morissette, Myles and Picot 1993 reported an increase in earnings inequality, rising from 0.212 in 1981 to 0.224 in 1989.

4. Section 4 provides explanations of Gini coefficients and the Foster-Wolfson Polarization index.

During the recent past, earnings inequality among male workers increased and among women, declined. Supply-side factors were identified as contributing to this gender-based shift. The basis of this argument is that the steady increases in the number of hours and weeks worked by women caused their earnings to rise. Also playing a role is the movement of women into traditional male occupations (Riddell 1995; Morissette, Myles and Picot 1993).

Picot 1996 reported that for the entire working-age Canadian population, earnings inequality has not increased in any of the three periods studied (1975–94, 1981–89 or 1984–93). If anything, there was a slight decline in earnings inequality. However, Picot noted that the real earnings of men with low earnings and low skill levels fell dramatically, as did those of younger workers (under age 35), particularly men.

Earnings inequality among males was characterized by very serious and significant declines in real earnings of the lower paid, less skilled males, and similar declines among younger male workers (Picot 1996, 1997; Zyblock 1996; Zyblock and Tyrell 1997; Finnie 1997). Clearly, demand-side factors had a significant influence on the widening wage gap relative to the supply response in these categories. There was an increasing demand for highly skilled workers in general while the less skilled, especially younger males, found it difficult to find well-paying jobs.

Picot 1996 noted that the rise in earnings inequality among men was largely associated with rising inequality in both hours worked per week and weeks worked per year. Little of the increase was due to rising inequality or polarization in hourly wages. Similarly, the decline in earnings inequality among women, observed through both the 1980s and early 1990s, was due largely to increases in weeks worked among women with lower annual incomes.

Morissette, Myles and Picot 1993 report that earnings inequality and polarization occurred among males beginning in the latter part of the 1970s. They noted that the early 1970s was a period where individual male earnings inequality was relatively stable. However, average male earnings stagnated after 1977, and coupled with rising inequality, meant that the size of the male middle group was shrinking. With the advent of a recession in the early 1980s, males experienced significant increases in inequality. Most of this increase was driven by a widening distribution among full-time full-year males. Zyblock 1996 noted that the richest 30% of males had large absolute earnings gain (1984 to 1993) and relative earnings gains (1981 to 1989 and 1984 to 1993) at a time when overall average male earnings stagnated. The Economic Council of Canada 1991 and Beach and Slotsve 1994 support these findings.

There are problems with the technological and skill-based explanations of earnings inequality. For example, using the technology argument to explain the decline in earnings of younger workers seems misplaced when one considers that this group is likely the most technologically adept and, therefore, the most skilled. Hence, their earnings should be rising, not falling, as a result of technological change.

Perhaps the most promising explanations are based on cohort analyses that recognize the size of the supply of young workers that come to the market in each period (Foote 1996) and consider institutional and market factors. Demand pressures related to globalization, technological change, and other structural changes in the economy have most certainly affected different groups of workers to varying degrees. Nevertheless, institutional factors had some effect on less skilled and younger workers as well.

Several studies at Agriculture and Agri-Food Canada in the 1970s and early 1990s (Davey, Hassan and Lu 1974; Darcovich and Mouelhi 1976; Darcovich, Gellner and Leung 1979; Bourgoyne 1992) analysed farm family income inequality relative to that of rural and urban and non-farm families. These studies found that income inequality among farm families was greater than for non-farm families in both rural and urban areas throughout the early 1970s, but declined during the late 1980s. By province, income inequality among farm families in the Prairie provinces was generally higher than in other provinces. Age and education were also important factors influencing this income inequality.

In summary, income/earnings inequality has been a feature of both the American and Canadian social setting, with increasing demand for skilled labour being a major factor in the United States. However, both supply-side and institutional factors seem to have contributed to this inequality in both countries. In Canada, young male workers in general appear to be affected the most, while women and older males in general experienced some improvement in their income position.

Despite the comprehensive analyses of the trends in Canadian earnings inequality and polarization to date, Canadian studies have not focused enough attention on earnings inequality or, more generally, income inequality between workers in specific sectors of the economy. Studies that discuss income inequality in the agricultural sector during the 1970s and 1980s need to be updated. Accordingly, this paper attempts to determine the extent of inequality among families in the farm, rural non-farm and urban non-farm sectors for a more recent period (1985 to 1995) and some of the factors influencing this inequality.

# Section 3: Data Sources and Methodology

## 3.1 Data sources

### Survey of Consumer Finances

To study income inequality in farm families relative to the non-farm families, we considered the level and distribution of farm family income and compared them to non-farm families. The data used in most of this analysis are derived from the annual Survey of Consumer Finances for the years 1985, 1991, 1993 and 1995. Statistics Canada conducts this survey in conjunction with the Labour Force Survey in April every year. The survey asks respondents to report all sources of income received during the preceding year, according to individual income tax returns. Income from wages and salaries, net self-employment income, investment and pension income and government social transfer payments are included in the survey. There are questions on age, education level, region and size of area of residence (i.e. urban or rural).

For our purposes, farm families are defined as those families in which at least one individual reports some (positive or negative) net farm income (after depreciation). This information allows us to compare farm versus non-farm income in rural and urban areas as well as to determine the importance of the various income sources for farm and non-farm families. Combined with LICOs and statistical measures of income inequality, we have an indication of how farm families' economic well-being has changed over time relative to the general population.

The major weakness of the data source is that neither the survey frame nor the questionnaire contents are directly targeted at farm families. Furthermore, farm families represent only a small share (two percent) of the overall sample, even though two percent reflects their overall share in the general population. The advantages of the survey are that Statistics Canada uses the same methodology to estimate the family incomes of farm and non-farm families, and the data are available on an annual basis from 1971.

### Whole Farm Database

To explain the changes in income inequality across different farm types in the farm sector, we analyze data from an alternate source—Statistics Canada's Whole Farm Database. The database is also produced annually based on individual tax returns, but the series is available for all provinces only as of 1990. The major difference between this data source and the Survey of Consumer Finances is that the Whole Farm Database includes only operators of unincorporated farms with gross farm revenues over $10,000, and incorporated farms with revenues over $25,000. The Survey of Consumer Finances includes any individual reporting some net farm income. Another difference is that net farm income data is after depreciation on the Survey of Consumer Finances, but before depreciation on the Whole Farm Database.

## 3.2 Methodology

To determine how farm family income is distributed and whether this distribution changed over time, we considered several measures of inequality. In addition to average levels and sources of income, we also studied the distribution of the incomes of farm and non-farm families. Families are defined as economic families (husband-wife and lone parent families, not including unattached individuals).[5] The analysis considers Lorenz curves as well as Gini coefficients and other measures of inequality, such as the coefficient of variation, the exponential logarithm, the Theil-Entropy index, the Theil-Bernoulli index and the Foster-Wolfson Polarization index.

### Distribution by deciles

An analysis of income inequality begins with a discussion of how income is distributed over the population. One method is to divide the population into tenths (deciles). (Quintiles or percentiles are also possible.) Decile data are compiled by ranking families according to their total family incomes in ascending order, from lowest to highest. The array is then divided into ten equal parts or deciles. The bottom or lowest decile represents the group of families (lowest 10%) with the lowest income, the second decile (10% of families) has the second lowest income and so on. It is then possible to examine the share of income received by any decile group to provide one indicator of the equality of income. Obviously, if each decile of families receives 10% of the income, then the income would be equally distributed. Historically, the bottom decile of families has received less than 10% of total family income, while the top decile has received more than 10%, indicating some inequality of income.

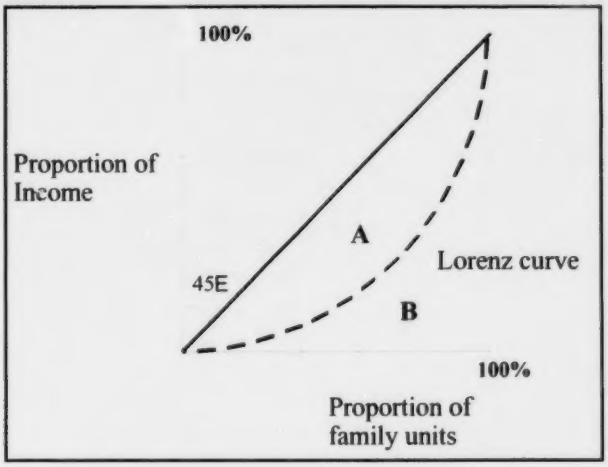
### Lorenz curve

The Lorenz curve is a graphical representation of the income distribution. Using the decile data described above, the curve is obtained by plotting the cumulative proportion of family units on the horizontal axis against the cumulative proportion of income received by those family units on the vertical axis (Figure 1). The area between the Lorenz curve and the 45 degree line is the Lorenz area (area A). If income were evenly distributed, the Lorenz curve would coincide with the diagonal 45 degree line and there would be no income inequality. Alternatively, in the case of absolute inequality where one family unit received all

5. Economic families are defined as a group of individuals sharing a common dwelling unit related by blood, marriage (common-law) or adoption including married children. Our definition does not include unattached individuals, but just husband-wife families and lone parent families.

the income, the curve would coincide with the horizontal axis. Therefore, the inequality of income is indicated by the degree to which the curve departs from the diagonal line: the further the curve is from the diagonal line, the more unequal the income distribution.

**Figure 1: Lorenz curve**




## Gini coefficient

The Gini coefficient is the most well-known measure of income inequality in the economic literature. The Gini coefficient measures the area between the Lorenz curve and the 45 degree line (area A) as a proportion of the area below the 45 degree line (area B). This ratio has a value ranging from zero to one. A zero value indicates no income inequality, and the Lorenz curve would coincide with the 45 degree line. A value of one indicates complete income inequality which would occur if the top income decile received all the income, and the Lorenz curve would coincide with the x-axis and the right vertical line. Historically, the Gini coefficient has hovered between 0.3 and 0.4 for farm families in Canada.

## Coefficient of variation

The coefficient of variation is another measure of income inequality. It measures the standard deviation of the (income) distribution as a percentage of its mean. As with the Gini coefficient, the greater the value of the coefficient, the greater the degree of inequality. Since this measure tends to be sensitive (the sign will change) if transfers occur at the top of the income spectrum, Wolfson 1997 considers it top sensitive.

## Exponential logarithm, the Theil-Entropy index and the Theil-Bernoulli index (mean log deviation)

Three other statistical measures used to measure income inequality are cited in the literature, particularly Wolfson 1997: the exponential logarithm, the Theil-Entropy index and the Theil-Bernoulli index (mean log deviation). These measures assume slightly different income distributions in an effort to control peculiarities in the data, and are bottom sensitive, i.e. sign will change if transfers occur at the bottom of the income distribution. Wolfson 1997 offers a further description of these measures, as does the Appendix.

## Foster-Wolfson Polarization index

The Foster-Wolfson Polarization index was developed to measure the share of the population in various parts of the distribution, i.e. around the median, or in the top or bottom tails. It has most recently been reported in the literature relating to a declining middle class. It is analogous to the Gini coefficient, because of its relationship to underlying Lorenz curves. If everyone has the same distribution of earnings, then the Foster-Wolfson Polarization index is equal to zero. However, a perfectly polarized population will be divided into equal halves, each having one of two possible values of earnings: the minimum or the maximum. In this case, the Foster-Wolfson Polarization index will be equal to one. Hence, this index simultaneously captures the idea of the variance from the median and bi-modality of the distribution (Wolfson 1997).

# Section 4: Level and Sources of Farm and Non-Farm Family Incomes

In any discussion of income inequality, it is important to consider, first of all, how income has changed over time, particularly relative to other sectors. Data from Statistics Canada's Survey of Consumer Finances show how average family income for rural farm families, rural non-farm families and urban non-farm families varied between 1985 and 1995 in Canada[6] (Table 1). In 1995, Statistics Canada sampled 24,461 families: 1,221 were farm families and 23,240 were non-farm families. Another breakdown is that 921 were rural farm families, 5,362 were rural non-farm and 17,878 were urban non-farm families. Between 1985 and 1995, the estimated number of families increased from 7.0 million to 8.3 million with the number of rural farm families declining and that of rural non-farm and urban non-farm families increasing.

Average family income for all Canadian families was $55,267 in 1995 compared to $53,538 in 1985 (1995 constant dollars). This amount represents an increase of just over three percent. While relatively large gains were made between 1985 and 1991, family income declined in 1993 before rising again in 1995 in real terms. After the economic expansion of the late 1980s, a recession in 1990 and 1991 resulted in a drop in real family income.

Over the period 1985 to 1995, the average income of rural farm families increased substantially (12%), while that of rural non-farm families and urban non-farm families increased more moderately (4.4% and 2.7% respectively). However, the income of urban non-farm families exceeded that of rural farm and rural non-farm families in all years under consideration, while the income of rural farm families exceeded that of rural non-farm families in all years except 1993. It is not clear what was responsible for the difference in income gains. Much of what happened over this period can probably be explained by the opportunity of rural farm families, especially those with small-scale operations, to earn off-farm income (see Section 5.2: Scaler and other measures of income inequality). In addition, the generally lower level of wages earned by families in rural areas (Vera-Toscano 1999) and developments in agricultural markets help to explain what took place.

6. See Glossary of Terms.

## Table 1: Family income by urbanization[a] category, Canada, 1985 to 1995 (in 1995 constant $)

| | | 1985 | 1991 | 1993 | 1995 | % change (1985 to 1995) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Total farm families** | Number of families | 320,847 | 283,207 | 252,809 | 301,766 | 7.0 |
| | Average income ($) | 50,502 | 50,194 | 50,560 | 54,013 | |
| Rural farm families | Number of families | 235,373 | 218,101 | 193,157 | 204,272 | 12.0 |
| | Average income ($) | 46,013 | 46,800 | 46,336 | 50,514 | |
| **Total non-farm families** | Number of families | 6,723,082 | 7,364,473 | 7,713,789 | 7,951,768 | 3.0 |
| | Average income ($) | 53,682 | 56,016 | 54,545 | 55,315 | |
| Rural non-farm families | Number of families | 1,040,398 | 1,215,574 | 1,239,367 | 1,176,954 | 4.4 |
| | Average income ($) | 44,283 | 46,109 | 47,699 | 46,247 | |
| Urban non-farm families | Number of families | 5,682,684 | 6,148,899 | 6,474,422 | 6,774,814 | 2.7 |
| | Average income ($) | 55,403 | 57,975 | 55,855 | 56,891 | |
| **Total all families** | Number of families | 7,043,929 | 7,647,680 | 7,966,598 | 8,253,534 | 3.2 |
| | Average income ($) | 53,538 | 55,800 | 54,418 | 55,267 | |

a. Due to the small sample size, the urban farm family, as a single category, is omitted in all the tables.
Source: Statistics Canada, Survey of Consumer Finances.

## 4.1. Family income by region

The number of families by region and urbanization category are presented in Table 2. As can be seen in Table 2, most rural farm families are found in the Prairies, followed by Ontario and Quebec. Over the period 1985 to 1995, the number of rural farm families decreased in all regions, particularly the Atlantic provinces. Rural non-farm families make up a large proportion of families in the Atlantic provinces, but there are many found in Ontario and Quebec as well. The number of these families has actually increased over the period 1985 to 1995 in all regions but the Prairies. Finally, Ontario and Quebec have the largest number of urban non-farm families. Over the period under consideration, the urban non-farm population increased in all regions.

**Table 2: Number of families by urbanization category and region, 1985, 1991, 1993 and 1995**

| | | Atlantic | Quebec | Ontario | Prairies | B.C. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Rural farm families | 1985 | 11,882 | 38,386 | 55,905 | 118,717 | 10,483 |
| | 1991 | 6,822 | 25,583 | 53,225 | 121,075 | 11,396 |
| | 1993 | 7,928 | 24,023 | 48,004 | 105,930 | 7,272 |
| | 1995 | 6,412 | 26,950 | 53,642 | 107,111 | 10,157 |
| Rural non-farm families | 1985 | 234,382 | 266,408 | 261,562 | 175,882 | 102,164 |
| | 1991 | 261,713 | 332,775 | 333,688 | 163,196 | 124,202 |
| | 1993 | 268,166 | 310,576 | 335,807 | 182,431 | 142,387 |
| | 1995 | 266,589 | 314,889 | 298,162 | 153,115 | 144,199 |
| Urban non-farm families | 1985 | 359,393 | 1,545,602 | 2,198,191 | 871,590 | 707,908 |
| | 1991 | 384,749 | 1,626,018 | 2,434,024 | 934,535 | 769,573 |
| | 1993 | 395,081 | 1,704,520 | 2,572,599 | 974,590 | 827,632 |
| | 1995 | 420,225 | 1,707,716 | 2,727,898 | 1,039,833 | 879,142 |
| All families | 1985 | 607,302 | 1,864,259 | 2,549,003 | 1,194,189 | 829,176 |
| | 1991 | 655,001 | 1,995,151 | 2,844,091 | 1,241,521 | 911,916 |
| | 1993 | 673,579 | 2,048,317 | 2,975,378 | 1,284,178 | 985,146 |
| | 1995 | 696,536 | 2,065,148 | 3,111,679 | 1,338,699 | 1,041,472 |

Source: Survey of Consumer Finances, Custom Tabulations.

Family income estimates by region and urbanization category for farm and non-farm families are presented in Table 3. A combination of factors explain regional differences in average family income. The factors include the extent of urbanization and industrialization, employment opportunities, and for farm families, the average farm size and the type of agricultural production. Families in the Atlantic provinces reported the lowest average family income, followed by Quebec and the Prairie provinces. Relative to the average Canadian farm family, those in Ontario and British Columbia consistently reported income in excess of the national average in all years except 1985, when British Columbia farm family income was marginally lower. In the other regions, income remained stagnant or fell.

Inter-regional comparisons of average family income by urbanization category show differences between rural and urban families (Table 3). In the Atlantic provinces, the average income of rural farm families consistently ranked above rural non-farm families in all years except 1995. However, it remained below urban non-farm families for all years under consideration. In Quebec, the average income of rural farm families was lower than that of rural non-farm families in all years except 1993, and below urban non-farm family income for all years under consideration. In Ontario, rural farm families had higher average income than similar families in other regions for all years. Compared to non-farm families, however, Ontario rural farm families had lower family income than both rural and urban non-farm families in all years.

**Table 3: Average family incomes by urbanization category, for various regions in Canada, 1985, 1991, 1993 and 1995**

| | | Atlantic | Quebec | Ontario | Prairies | B.C. |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Rural farm families | 1985 | $47,455 | $40,580 | $49,250 | $46,662 | $39,651 |
| | 1991 | $43,487 | $39,568 | $52,981 | $45,361 | $51,442 |
| | 1993 | $46,470 | $44,309 | $51,050 | $44,831 | $43,678 |
| | 1995 | $40,344 | $39,904 | $61,907 | $49,872 | $51,794 |
| Rural non-farm families | 1985 | $38,730 | $40,825 | $51,811 | $46,201 | $43,468 |
| | 1991 | $40,739 | $42,887 | $51,650 | $48,811 | $47,617 |
| | 1993 | $40,748 | $43,608 | $55,305 | $48,028 | $51,349 |
| | 1995 | $40,756 | $41,425 | $52,542 | $46,373 | $53,775 |
| Urban non-farm families | 1985 | $49,341 | $51,039 | $59,565 | $55,574 | $54,875 |
| | 1991 | $49,965 | $52,547 | $63,159 | $55,863 | $59,619 |
| | 1993 | $50,295 | $49,118 | $60,427 | $55,935 | $58,076 |
| | 1995 | $47,987 | $51,670 | $61,782 | $53,907 | $59,637 |
| All families | 1985 | $45,213 | $49,369 | $58,623 | $53,534 | $53,378 |
| | 1991 | $46,238 | $50,762 | $61,689 | $53,932 | $57,873 |
| | 1993 | $46,400 | $48,224 | $59,772 | $54,021 | $57,122 |
| | 1995 | $45,211 | $49,877 | $60,923 | $53,001 | $58,698 |

Constant dollars (1995=100).
Source: Survey of Consumer Finances, Custom Tabulations.

In the Prairie provinces, the average income of rural farm families was lower than that of rural non-farm families in 1991 and 1993 but higher in 1985 and 1995. Relative to urban families, rural farm families, like those in other regions, had incomes that were always lower than urban non-farm families. Families in British Columbia reported similar relative income trends, with rural farm families reporting lower average family income than urban non-farm and rural non-farm families in all years considered, except 1991.From the foregoing discussion, we can draw two conclusions. First, the average income of rural farm families has generally been below that of urban families. However, this income gap has closed considerably to about a seven percent difference in recent years. Second, from a regional standpoint, rural farm families in some regions of the country reported income above rural non-farm families, as in the Atlantic provinces in 1985, 1991 and 1993 and Ontario in 1991 and 1995. However, those in Quebec and British Columbia have generally reported incomes below rural non-farm families.

The regions in which rural farm families experienced greater income gains relative to rural non-farm families between 1985 and 1995, are those areas where there were opportunities for rural farm families to earn off-farm income and where specific farm types were concentrated. Grain and oilseed farms in Ontario and the Prairie provinces, and potato farms in the Atlantic provinces registered significant income gains after 1992, according to recent data from the Whole Farm Database (see Section 6.2: Income inequality by farm type and Section 6.3: Income inequality by province). Cattle, dairy, hog, and poultry and egg farms made less significant gains between 1992 and 1995. These farm types, concentrated in Quebec and British Columbia may not have experienced as large relative gains in income as rural non-farm families over the period. A more in-depth discussion of the distribution of farm family income by farm type follows and may provide insight into explaining these regional differences in farm family income.

## 4.2. Sources of farm and non-farm family income

After identifying a certain degree of income disparity between Canadian farm families and others in the wider population, the paper highlights the sources of income of the different family types to ascertain if these sources have led to the disparities.

Recent literature on the allocation of farm family labour between farm and off-farm employment suggests that risk-neutral farmers will divide their labour supply between farm and off-farm employment opportunities to equalize marginal returns (Mishra and Goodwin 1997). If expected marginal returns are greater in one occupation, more labour will be devoted to that occupation. However, if producers are risk-averse and perceive the variance of wages (or earnings) to be greater in one occupation than another, they will allocate less time to the job with more risk and accept lower wages in the less risky alternative. Changes in the riskiness of employment alternatives thus affect the allocation of labour. In Canada, off-farm wages and salaries are an important component of farm family income and this varies by region and farm type.

The relationship between the importance of off-farm income and gross revenue or farm size is also significant. Porteous 1974 observed that there is an inverse relationship between net farm income and off-farm income at lower levels of gross income. This observation is consistent with historical data (1974 to 1994) which show that off-farm income represents a higher share of total family income for families on small farms (revenues under $50,000) and medium-sized farms (revenues between $50,000 and $100,000) and less important for large "commercial" farms (revenues of $100,000 and over) (Agriculture and Agri-Food Canada 1997). For example in 1994, farm families with gross revenues under $100,000 received over 50% of their income from off-farm sources. On the other hand, only a small percentage of large farm operators worked off the farm. Bollman 1974 suggested that off-farm work does not significantly enhance the viability of large farms, since three months of off-farm work are needed to compensate for even a relatively small decrease in farm output prices.

Compared to all Canadian families, rural farm families relied more on net self-employment income (from farming in particular) and investment, and less on wages and salaries and other income sources (Table 4). Income from government social transfer payments were as important for farm families as for all Canadian families in constant dollar terms. In 1995, out of a total average income of $51,514 for rural farm families, about $20,000 (40%) came from wages and salaries, over $15,000 (30%) came from farming and just over $6,000 (10%) came from government social transfer payments.

## Table 4: Sources of family income, 1985 and 1995

| | Rural farm[a] | | Rural non-farm | | Urban non-farm | | All families | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 |
| Farm income[b] | 14,059 | 15,374 | 0 | 0 | 0 | 0 | 661 | 494 |
| Off-farm employment income | 1,771 | 2,861 | 2,628 | 2,962 | 2,457 | 3,283 | 2,472 | 3,246 |
| Wages and salaries | 19,455 | 20,430 | 30,713 | 31,064 | 42,420 | 41,623 | 39,799 | 39,474 |
| Investment income | 5,168 | 4,245 | 2,219 | 1,455 | 3,286 | 2,201 | 3,229 | 3,229 |
| Government social transfers[c] | 4,544 | 6,189 | 7,327 | 8,366 | 5,219 | 6,393 | 5,489 | 6,665 |
| Other off-farm income | 1,016 | 2,415 | 1,396 | 2,400 | 2,020 | 3,390 | 1,887 | 3,237 |
| Total family income | 46,013 | 51,514 | 44,238 | 46,247 | 55,403 | 56,891 | 53,537 | 55,267 |

a. Urban farm-family data excluded due to small sample size.
b. Government farm support (i.e. Crop Insurance, GRIP, rebates for farm inputs and all commodity subsidies) are included in the farm income figure. Capital grants are excluded.
c. Government social transfers include income from CPP/QPP, Old Age Security, Guaranteed Income Supplement, Child Tax Benefits, Workers' Compensation, Employment Insurance, social transfers, and GST credit.

Source: Statistics Canada, Survey of Consumer Finances.

Therefore, income from off-farm sources represents almost two thirds of total family income. It is important to keep in mind that these numbers mask differences for families on small versus large commercial farms, where off-farm income is more or less important depending on the amount of labour allocated to farm production. Finally, the one percent increase in real average income of the rural farm family between 1985 and 1995 occurred as a result of slightly higher wages and salaries, net non-farm self-employment income and other income, substantially higher government social transfer income, but despite lower investment income over the period.

By comparison, the importance of the various sources of income for rural non-farm families mirrors more closely that for urban non-farm families. Non-farm families, by definition, rely more on wages and salaries and investment income than do farm families in rural areas. However, rural non-farm families rely a great deal more on government social transfers than do either rural farm or urban non-farm families. This difference might be explained by the fact that many rural non-farm residents are retired and drawing on Canada/Quebec Pension Plans (CPP/QPP) and Old Age Security, two major components of government social transfer payments. Also, a relatively higher proportion of these families are unemployed and have more children than families in urban areas, implying a greater reliance on the federal Child Tax Credit (Statistics Canada 1996).

Apart from off-farm wages and salaries, Canadian families, in general, receive their income from a variety of other sources including self-employment income, investment income, and government social transfer payments. Generally, wages and salaries are the most significant component of total income for both farm and non-farm families while social transfer payments and investment income are important (Tables 4 and 5). In 1995, all families received 71% of total income from wages and salaries. Compared to 1985 however, all families received less income from wages and salaries in 1995 (71% versus 74% in 1985) and from investment income (four percent versus six percent) and more on government social transfer payments (12% versus 10%), as shown in Table 5.

**Table 5: Importance of sources of family income, by urbanization category, 1985 and 1995**

| | Rural farm | | Rural non-farm | | Urban non-farm | | All families | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 |
| Farm income | 31% | 30% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 1% |
| Net non-farm self-employment income | 3% | 5% | 6% | 6% | 4% | 6% | 5% | 6% |
| Wages and salaries | 42% | 40% | 69% | 67% | 77% | 73% | 74% | 71% |
| Investment income | 11% | 8% | 5% | 3% | 6% | 4% | 6% | 4% |
| Government social transfers | 10% | 12% | 17% | 18% | 9% | 11% | 10% | 12% |
| Other income | 2% | 5% | 3% | 5% | 4% | 6% | 4% | 6% |
| Total | 100% | 100% | 100% | 100% | 100% | 100% | 100% | 100% |

Source: Statistics Canada, Survey of Consumer Finances.

## 4.3. Percentage of families reporting

The percentage of families reporting various sources of income in 1985 and 1995 is shown in Table 6. This information differs from Table 5 in that Table 6 reflects the number of respondents out of the total sample of farm families who reported income from the various sources. Together with the source data previously presented, this percentage helps provide an indication of the importance of various income sources.

In 1995, all rural farm families reported net farm income, since this is how farm families are defined. Fifteen percent reported income from (net) non-farm self-employment sources, 68% earned wages and salaries, 68% received some investment income, 90% reported government social transfer payments, and 22% reported other off-farm income. Compared to 1985, fewer rural farm families reported income from wages and salaries and investment income, but significantly more reported government social transfer income and other off-farm income. Similarly, fewer rural non-farm and urban non-farm families reported wages and salary income and investment income in 1995 than in 1985, but the same percent of rural non-farm families (90%) and urban non-farm families (84%) reported government social transfer income in 1995 as in 1985. Other income was reported by more urban and rural non-farm families in 1995 as well.

**Table 6: Percentage of families reporting various sources of income, 1985 and 1995**

| | Rural farm | | Rural non-farm | | Urban non-farm | | All families | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 |
| Farm income | 100% | 100% | 0% | 0% | 0% | 0% | 5% | 4% |
| Net self-employment income | — | 15% | 16% | 19% | 13% | 15% | 17% | 19% |
| Wages and salaries | 75% | 68% | 80% | 76% | 85% | 81% | 84% | 80% |
| Investment income | 70% | 68% | 45% | 38% | 53% | 43% | 52% | 43% |
| Government social transfers | 84% | 90% | 90% | 90% | 84% | 84% | 85% | 85% |
| Other income | 15% | 22% | 15% | 21% | 20% | 25% | 19% | 24% |

Note: (—) represents numbers too small to be estimated.

## 4.4. Families under the Low Income Cut-Off (LICO)

To provide an indication of relative economic well-being, Statistics Canada has published a series of LICOs for almost 30 years. This measure represents an estimate of a low income threshold below which it would be difficult to acquire the basic necessities, such as food, shelter and clothing. Statistics Canada determines that families who spend more than 54.7% (based on 1992 expenditure patterns) of their income on basic necessities are in financially straitened circumstances.[7] While this statistic is often referred to as the poverty line, it has no officially recognized status as such, nor does Statistics Canada promote its use as a poverty line. Rather it allows us to compare family income relative to the cost of (basic) living in a rural versus urban setting for farm versus non-farm families. In 1995, LICO for a family of four living in a rural area was estimated to be $21,944. By comparison, a family of four residing in a large urban centre (over 500,000), required at least $31,753 to cover the cost of basic necessities.

The percentage of families with income under LICO by urbanization category for 1985, 1991, 1993 and 1995 is shown in Table 7. From the total population of 8.3 million families, approximately 1.2 million families or 14.2% reported income under LICO in 1995. This proportion is only slightly lower than the situation in 1985 when 1.3 million families out of approximately 7.0 million or 14.4% reported income under LICO. However, in 1991 there was an improvement in that fewer families or 12.9% were under LICO. This percentage increased again in 1993 to 14.5% after the recession of the early 1990s.

**Table 7: Percent of families under LICO, 1985, 1991, 1993 and 1995**

| | 1985 | 1991 | 1993 | 1995 |
|---|---|---|---|---|
| All farm families | 16.0% | 12.1% | 11.4% | 9.0% |
| Rural farm | 16.7% | 11.4% | 12.1% | 9.0% |
| All non-farm families | 14.0% | 13.0% | 14.6% | 14.4% |
| Rural non-Farm | 12.1% | 9.5% | 9.4% | 9.8% |
| Urban non-farm | 14.7% | 13.7% | 15.6% | 15.2% |
| All families | 14.4% | 12.9% | 14.5% | 14.2% |

Source: Statistics Canada, Survey of Consumer Finances.

In terms of urbanization, there is a significant downward trend (improvement) in the proportion of rural farm families with income under LICO. This decrease, noted in Table 7, also indicates that rural farm families have done better than rural and urban non-farm families and Canadian families in general in receiving income above LICO. In 1985, 16.7% of rural farm families reported income under LICO, compared with 12.1% of rural non-farm families and 14.7% of urban non-farm families. Over the period 1985 to 1995, these proportions changed considerably (9.0%, 9.8% and 15.2% respectively).

7. See Statistics Canada 1996, p. 50.

By 1991, a lower percentage of rural farm families (11.4%) had income under LICO than urban non-farm families (13.7%). While there was some deterioration between 1991 and 1993 in the financial situation of rural farm families (the percentage under LICO increased from 11.4% to 12.1%), it was worse for urban non-farm families, whose relative position increased from 13.7% to 15.6%. To worsen the economy, a recession in 1990 and 1991 caused unemployment rates to jump to 8.1% and 10.4% respectively, and real economic activity to fall 0.2% in 1990 and 1.8% in 1991. This recession affected the relative economic well-being of most Canadians.

Since 1985, the proportion of rural non-farm families with income under LICO has improved, falling from 12.1% in 1985 to 9.8% in 1995. However, urban non-farm families experienced a deterioration in their economic well-being with a greater share under LICO, 15.6% in 1993 and 15.2% in 1995 compared to 14.7% in 1985 and 13.7% in 1991 (Table 7).

In regional terms, between 1985 and 1995, the proportion of all families, farm and non-farm, under LICO remained the same in all locations, except Ontario and British Columbia (Table 8). All families in British Columbia experienced an improvement in economic well-being since the percentage of families below LICO fell from 17% to 13%. All families in Ontario, on the other hand, experienced a deterioration in economic well-being, since the percentage under LICO increased from 11% to 13%. However, relative to other provinces, Ontario had the lowest proportion of families with income under LICO, in both years.

In 1995, the proportion of all farm families in Canada under LICO was much smaller (9%) than the proportion of all non-farm families (14%). A similar situation prevailed in all regions, where in 1995, there was a lower share of all farm families than all non-farm families with income under LICO (except in British Columbia). Among all non-farm families, a greater proportion of urban non-farm families than rural non-farm families reported income under LICO in each of the five regions.

**Table 8: Percent of families under LICO, by region, 1985 and 1995**

| | Atlantic | | Quebec | | Ontario | | Prairies | | B.C. | | Canada | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 |
| All farm families | 12% | 7% | 18% | 6% | 16% | 7% | 17% | 10% | 16% | 17% | 16% | 9% |
| Rural farm | 13% | 11% | 18% | 6% | 16% | 6% | 18% | 11% | 11% | 4% | 17% | 9% |
| All non-farm families | 17% | 16% | 17% | 17% | 11% | 13% | 14% | 15% | 17% | 13% | 14% | 14% |
| Rural non-farm | 16% | 14% | 14% | 10% | 7% | 6% | 12% | 10% | 12% | 9% | 12% | 10% |
| Urban non-farm | 17% | 17% | 17% | 18% | 12% | 13% | 14% | 15% | 17% | 13% | 15% | 15% |
| All families | 16% | 16% | 17% | 17% | 11% | 13% | 14% | 14% | 17% | 13% | 14% | 14% |

Source: Statistics Canada, Survey of Consumer Finances.

The 1995 LICO statistics for farm and non-farm families represent in general some improvement over the 1985 numbers. However, it should be noted that the small sample size for farm families serves to temper the significance of the results. Nevertheless, for rural farm families in Canada, the improvement was striking in that only nine percent of those families were under LICO in 1995 compared to 17% in 1985. The proportion of urban non-farm families in Canada under LICO was the same in both 1985 and 1995. However, in 1995, the proportion of rural non-farm families in Canada under LICO was less (10%) than it was in 1985 (12%).

In summary, LICOs which are an indicator of relative economic hardship for families, indicate that rural farm families made significant gains relative to rural and urban non-farm families over the period 1985 to 1995. A smaller percentage of Canadian farm families had income under the threshold of low income, as defined by Statistics Canada, in 1995 compared to 1985. On the other hand, rural non-farm families made less significant improvement over the period, and the economic hardship of urban non-farm families actually increased since a greater percentage of these families had income under LICO.

# Section 5: Measurement of Income Inequality

In this section, we compare the distribution of farm and non-farm family income in 1985 and 1995, and present measures of income inequality. These measures include income decile data for farm and non-farm families, Lorenz curves (a pictoral representation of these data), and scalar measures of income inequality such as Gini coefficients and other statistical measures described in the methodology section and the glossary of terms section.

## 5.1. Decile distributions

The distribution of family income for farm versus non-farm families based on decile data is presented in Table 9.[8] We compare the percentage of total family income received by each decile or 10% of families to determine the equality or inequality of distribution of income. If income were distributed equitably, then each decile of families would receive 10% of the total. Any deviation from this share indicates inequality of income.

Between 1985 and 1995, the share of income received by farm and non-farm families in each decile became more comparable. For example, decile 1 (lowest 10%) of farm families received 1.3% of total family income in 1985 and 2.2% in 1995. These percents compare with 2.5% for non-farm families in both 1985 and 1995. Decile 5 of farm families, on the other hand, received 7.3% and 7.6% of total income in 1985 and 1995 respectively, less of a change than for decile 1. Again, these percents compare with the shares received by non-farm families of 8.1% and 8.0% in 1985 and 1995 (decile 5). Decile 10 of farm families (the highest 10%) received 28.3% and 25.8% of total family income in 1985 and 1995. This change indicates that while the income share declined over time, the families still received a share of income much larger than their share of the population. For non-farm families, decile 10 received 24.1% and 24.9% of total family income in 1985 and 1995. Therefore, income inequality for farm families declined 2.5% over the period 1985 to 1995, while that for non-farm families remained almost the same (an increase of 0.8%).

8. These farm family income data have been adjusted to account for differences in family size. The first adult is given a weight of 1.0 and all other adults and children, a weight of 0.4. These data differ from those in the previous section; they are lower dollar amounts than unadjusted data.

**Table 9: Decile data by income level and family category for 1985 and 1995**

| | Farm families | | | | Non-farm families | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1985 | | 1995 | | 1985 | | 1995 | |
| | Mean income | Share | Mean income | Share | Mean income | Share | Mean income | Share |
| | ($) | (%) | ($) | (%) | ($) | (%) | ($) | (%) |
| Decile 1 | 3,408 | 1.3 | 6,544 | 2.2 | 7,319 | 2.5 | 7,630 | 2.5 |
| Decile 2 | 9,896 | 3.7 | 12,876 | 4.3 | 12,916 | 4.4 | 13,201 | 4.3 |
| Decile 3 | 13,148 | 4.9 | 15,947 | 5.3 | 16,592 | 5.6 | 17,028 | 5.5 |
| Decile 4 | 16,049 | 6.0 | 18,993 | 6.3 | 20,271 | 6.9 | 20,826 | 6.7 |
| Decile 5 | 19,526 | 7.3 | 22,851 | 7.6 | 23,916 | 8.1 | 24,725 | 8.0 |
| Decile 6 | 23,089 | 8.7 | 27,247 | 9.1 | 27,733 | 9.4 | 28,832 | 9.3 |
| Decile 7 | 27,956 | 10.5 | 31,731 | 10.4 | 32,186 | 10.9 | 33,456 | 10.8 |
| Decile 8 | 34,137 | 12.8 | 38,363 | 12.8 | 37,635 | 12.8 | 39,235 | 12.6 |
| Decile 9 | 44,215 | 16.5 | 48,923 | 16.4 | 39,835 | 15.4 | 48,110 | 15.5 |
| Decile 10 | 75,451 | 28.3 | 80,005 | 25.8 | 70,973 | 24.1 | 77,298 | 24.9 |

The similarities in the pattern of income distribution for farm and non-farm families is best illustrated by deciles 1 to 6 in the distribution. For both 1985 and 1995, the lowest 60% of farm and non-farm families received less than 60% of the income while the highest 40% received more than 60% of the income. In fact, using this method, one can infer that the families in decile 6 and decile 7 demonstrate what may be considered to be an almost equitable basis of income distribution.

The Lorenz curves show how farm and non-farm family income was distributed in 1985 (Figure 2) and 1995 (Figure 3). The inequality of the income distribution is indicated by the degree to which the Lorenz curve departs from the diagonal line: the further the curve is from the diagonal line, the more unequally distributed is family income. In 1985, farm family income was distributed more unequally than that of non-farm families since the Lorenz curve for farm families was further from the diagonal line than that for non-farm families (Figure 2). This difference narrowed in 1995, when the two curves almost overlapped, as a result of an improvement in the distribution of farm family income (Figure 3).

**Figure 2: Farm and non-farm family income, Lorenz curves, standardized family income data, 1985**

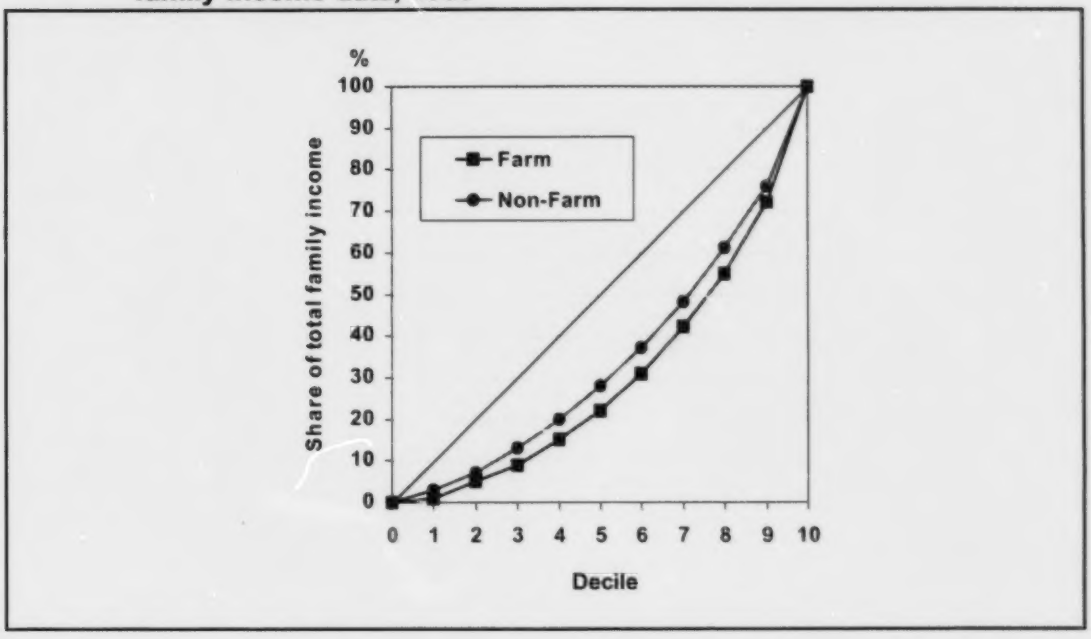
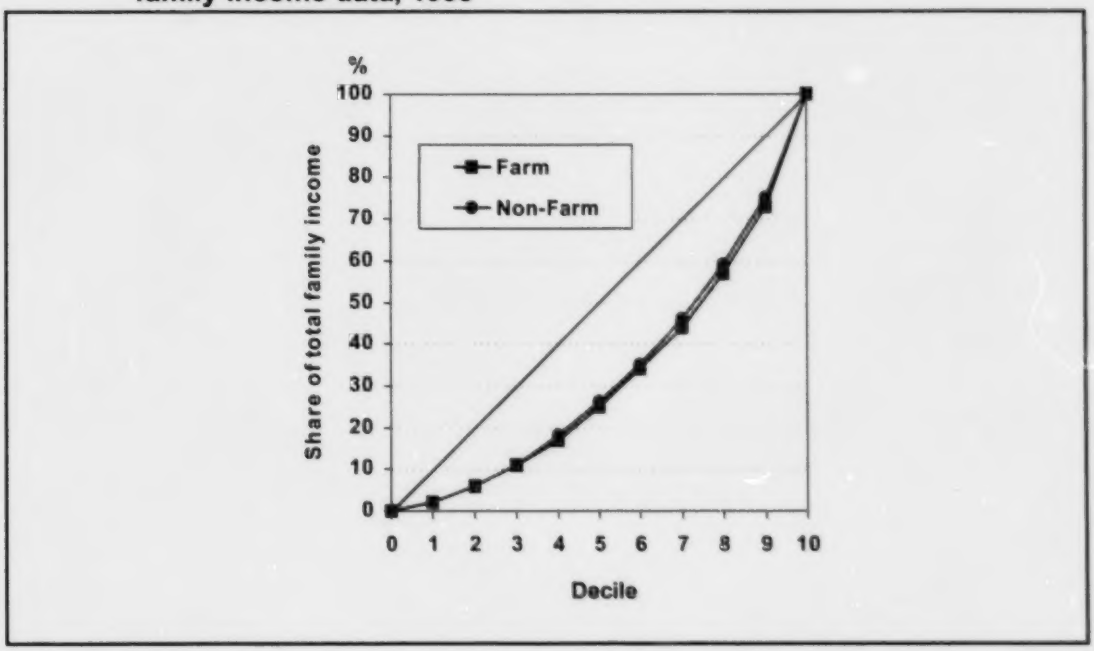



**Figure 3: Farm and non-farm family income, Lorenz curves, standardized family income data, 1995**



## 5.2. Scalar and other measures of income inequality

We present six measures of income inequality in an attempt to measure the degree of income inequality for farm and non-farm family income in 1985 and 1995 (Table 10). In terms of the Gini coefficient, the data show some degree of income inequality among all families, all scores being greater than zero. For farm families, their income distribution improved in that there was less income inequality in 1995 (0.34) than in 1985 (0.39). However, a comparison of income inequality for farm families relative to non-farm families shows that between 1985 and 1995, the gap between these two groups actually narrowed (0.34 farm, 0.33 non-farm in 1995).

The coefficient of variation, which measures the difference in relative income shares of the various decile groups for farm and non-farm income shows the same trend as the Gini coefficient over the period. There was less variation in income shares for farm families in 1995 than in 1985. In fact, the dispersion in farm and non-farm family income moved in opposite directions over the period. While there was a reduction in the coefficient of variation for farm family income distribution, the coefficient for non-farm family income actually increased (from 0.60 in 1985 to 0.62 in 1995) to the point where it was only marginally higher than farm income.

**Table 10: Alternative measures of inequality**

| | Farm families | | Non-farm families | |
|---|---|---|---|---|
| | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 |
| Gini coefficient | 0.39 | 0.34 | 0.32 | 0.33 |
| Coefficient of variation | 0.74 | 0.67 | 0.60 | 0.62 |
| Theil-Entropy index | 0.25 | 0.21 | 0.17 | 0.18 |
| Theil-Bernoulli index | 0.29 | 0.21 | 0.18 | 0.19 |
| Exponential index | 0.45 | 0.44 | 0.43 | 0.43 |
| Foster-Wolfson Polarization index | 0.37 | 0.36 | 0.30 | 0.31 |

All other measures of inequality indicate similar trends in income inequality between farm and non-farm incomes. The Theil-Entropy index, the Theil-Bernoulli index and the Exponential index all show an improvement in income distribution among farm families and a deterioration for non-farm families between 1985 and 1995. While these measures show a difference in the degree of inequality between farm and non-farm income, the gap is not significant and narrows over time.

The Foster-Wolfson Polarization index supports the same statistical findings. It shows that the number of farm families in all the ranges—top, middle and bottom—of the income scale remained the same. However, among non-farm families, those in the middle range declined in the period 1985 to 1995. This finding is consistent with that of earlier studies discussed in the literature review.

## 5.3. Historical Gini coefficients

The statistical analysis of inequality in the farm and non-farm sector presented in the previous sections considered the period 1985 to 1995. The results of previous studies are available and are useful to determine how income inequality for farm and non-farm families has changed over time. Results are presented in Table 11.

### Table 11: Historical Gini coefficients

| Year | Authors | Data source | Farm | Non-farm | | All |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | Urban | Rural | |
| 1971 | Davey, Hassan and Lu (1974) | SCF* | 0.46 | 0.39 | 0.39 | 0.40 |
| 1973 | Darcovich and Mouelhi (1976) | SCF | 0.45 | 0.39 | 0.37 | 0.39 |
| 1975 | Darcovich, Gellner and Leung (1979) | SCF | 0.47 | | | 0.39 |
| 1989 | Bourgoyne, D. (1992) | SCF | 0.36 | 0.34 | 0.33 | |
| 1990 | Bourgoyne, D. (1992) | SCF | 0.40 | 0.35 | 0.33 | |

SCF is Survey of Consumer Finances. Numbers are rounded to two decimal places.

Table 11 shows the Gini coefficients for farm and non-farm families for five selected years. The lowest Gini coefficient (0.36) for farm family income distribution was recorded in 1989. The highest Gini coefficient (0.47) was calculated in 1975. While there may have been some differences in methodology or data definitions between the studies, generally these numbers indicate that income inequality improved over the period 1971 to 1989. Similarly, for non-farm families, the Gini coefficients for both urban and rural families have traditionally been lower than for farm families, ranging from a high of 0.39 in 1971 in both areas to a low of 0.35 and 0.33 in 1990 respectively. The most significant observation from the data, however, is that income inequality declined in the farm sector to the same level as the non-farm sector.

In summary, the income distribution of Canadian farm families improved over the period 1985 to 1995, as indicated by the decline over time in the measures of income inequality. Relative to non-farm families, farm family income distribution approached that of non-farm families, as shown by the narrowing of the gap in measures of income inequality for the two family types. Non-farm families, with some reduction in income inequality over this period, did not come close to the gains of farm families. To explain these developments, we will consider income inequality by age, farm type, and province.

# Section 6: Distribution of Income Inequality

To explain some of the changes in income distribution and inequality in the farm sector over the period 1985 to 1995, three factors will be considered: age, farm type, and province.

## 6.1. Income inequality by age

In much of the recent work on earnings inequality in Canada and the United States, the effects of age and gender were important factors for explaining changes in overall earnings inequality over time and between countries. Finnie 1997, Zyblock 1996 and Zyblock and Tyrell 1997 specifically considered the changes in earnings inequality of males and females of different age groups over time. All found that over the period of the 1980s and into the 1990s, male earnings inequality, particularly young males, increased and that of females decreased over time. Similar results are found in the United States where male earnings are more unevenly distributed and female earnings are more evenly distributed.

Explanations for these changes are based on structural change in the labour force whereby more highly skilled workers are required due to rapid technological innovation and globalization. This change has hurt young male workers. At the same time growth in the service sector and increased labour force participation of women due to their increasing hours, education levels and movement into formerly male-dominated fields, have resulted in increased earnings equality for female workers. Once overall earnings inequality is considered however, the increases in male earnings inequality are almost entirely offset by the relatively stable female earnings inequality such that overall earnings inequality increased only slightly over the period.

The impact of age on earnings inequality can be explained by the life cycle. Young entry-level workers, lacking work experience and/or skills have more unequally distributed earnings. Similarly, older workers preparing for retirement, or already retired, also have unequally distributed earnings. The literature reviewed shows that this was the case for earnings inequality in Canada during the 1980s and early 1990s.

However, earnings are only one factor. Studies that looked at family income inequality found other factors related to family formation and sources of family income to be important. Family income includes the money income sources of all family members, and in some cases, is substantially more than earnings (wages and salaries from employment). Studies into

family income inequality such as Zyblock and Tyrell (1997) conclude that the increase in the incidence of lone (single) parent families, placed upward pressure on income inequality, while the trend away from younger families led to downward pressure.

To determine whether age has an impact on income inequality, specifically family income inequality in the farm sector, it is important to consider farm family income inequality by age of household head. In the Survey of Consumer Finances, the male partner in husband-wife families is assumed to be the head of the household, regardless of who is actually responsible for operating the farm. Due to the small sample of farm families available from the survey, the sample can be divided into only three age groups, based on the age of the household head: 40 years of age and under, 41 to 54 years of age, and 55 and older (Tables 12 and 13). There are approximately 350–500 families in the sample of each age group. We consider income inequality for both farm and non-farm families to show the impact of age. Data by gender are not available from the Survey of Consumer Finances and therefore will not be discussed.

The percentage share of income received by each decile (10%) of families, ranked from lowest to highest, is shown in Table 12. A comparison between farm and non-farm families shows that income was less equally distributed among farm families than non-farm families in 1985. This distribution is demonstrated by the larger difference in shares between the lowest and the highest deciles for all ages (1–28% for farm families versus 3–24% for non-farm families). By age group, family income for the youngest farm families (less than 41 years of age) was less equally distributed as there was a larger gap between the lowest and highest income deciles (1–28% for farm families versus 2–23% for non-farm families). This distribution was true for farm families in the other two age groups, as reflected in the shares of income.

## Table 12: Income distribution by age of household head for farm and non-farm families, 1985 and 1995

| (%) | 1985 | | | | | | | | 1995 | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Less than 41 years of age | | From 41 to 54 years of age | | 55 years of age and older | | All ages | | Less than 41 years of age | | From 41 to 54 years of age | | 55 years of age and older | | All ages | |
| | Farm | Non-farm | Farm | Non-farm | Farm | Non-farm | Farm | Non-farm | Farm | Non-farm | Farm | Non-farm | Farm | Non-farm | Farm | Non-farm |
| Decile 1 | 1 | 2 | 1 | 3 | 2 | 3 | 1 | 3 | 2 | 2 | 2 | 3 | 2 | 3 | 2 | 2 |
| Decile 2 | 4 | 4 | 4 | 5 | 4 | 5 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 |
| Decile 3 | 5 | 6 | 5 | 6 | 5 | 5 | 5 | 6 | 5 | 6 | 5 | 6 | 5 | 5 | 5 | 5 |
| Decile 4 | 6 | 7 | 6 | 7 | 6 | 6 | 6 | 7 | 6 | 7 | 6 | 7 | 6 | 7 | 6 | 7 |
| Decile 5 | 7 | 8 | 7 | 8 | 7 | 7 | 7 | 8 | 7 | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 |
| Decile 6 | 9 | 10 | 9 | 10 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 |
| Decile 7 | 10 | 11 | 11 | 11 | 10 | 10 | 11 | 11 | 10 | 11 | 11 | 11 | 10 | 11 | 10 | 11 |
| Decile 8 | 13 | 13 | 13 | 13 | 12 | 12 | 13 | 13 | 12 | 13 | 13 | 13 | 12 | 12 | 13 | 13 |
| Decile 9 | 17 | 16 | 17 | 15 | 16 | 15 | 17 | 15 | 16 | 16 | 16 | 15 | 16 | 15 | 16 | 16 |
| Decile 10 | 28 | 23 | 26 | 23 | 28 | 26 | 28 | 24 | 27 | 25 | 26 | 25 | 26 | 26 | 26 | 25 |
| CANADA | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |

Source: Statistics Canada, Survey of Consumer Finances, Custom Tabulations.

Table 12 also shows that there was an improvement in farm income distribution and inequality relative to non-farm families over the period, 1985 to 1995. The shares of income received by each decile were almost identical for all farm and non-farm families in 1995. The lowest 10% of farm families (decile 1) received two percent of total family income, as did the lowest 10% of non-farm families. Similarly, the highest 10% of farm families (decile 10) received 26% of total family income, and 25% for non-farm families. This narrowing of the gap in shares received by lowest and highest deciles for farm families (from 1-28% in 1985 to 2-26% in 1995), implies an improvement in equality. By comparison, the gap in non-farm families' shares stayed more or less the same over the period, implying little change in the inequality of income.

Table 13 shows the income inequality statistics by age group. In 1985, average income for farm families (all ages) ($26,692) was considerably below that of non-farm families ($29,494). By 1995, while a gap still existed, it had narrowed considerably ($30,215 for farm, $31,035 for non-farm). However, when family income is considered by the age of the household head, this was not the case for all age groups. Most notably, in 1985, farm households where the household head was 55 years of age and older, reported family income that actually exceeded that of non-farm families ($21,689 for farm, $20,912 for non-farm). On the other hand, farm households headed by individuals less than 41 years of age reported income substantially lower ($16,692) than that for non-farm families ($19,869). Similarly, for households headed by individuals from 41 to 54 years of age, there was a larger gap between farm and non-farm family income ($19,065 versus $23,814 respectively).

**Table 13: Income inequality measures for farm and non-farm families, 1985 and 1995**

| | Less than 41 years of age | | From 41 to 54 years of age | | 55 years of age and older | | All ages | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Farm | Non-farm | Farm | Non-farm | Farm | Non-farm | Farm | Non-farm |
| **1985** | | | | | | | | |
| Average income ($) | 16,692 | 19,869 | 19,065 | 23,814 | 21,689 | 20,912 | 26,692 | 29,494 |
| Median income ($) | 13,203 | 17,731 | 15,406 | 21,412 | 16,999 | 16,999 | 21,541 | 25,803 |
| Sample size | 621 | 11,197 | 532 | 6,134 | 654 | 7,113 | 1,807 | 24,444 |
| Estimated no. of families (000's) | 107 | 3,023 | 103 | 1,774 | 112 | 1,926 | 321 | 6,723 |
| Gini coefficient | 0.40 | 0.32 | 0.38 | 0.30 | 0.37 | 0.34 | 0.39 | 0.32 |
| Coefficient of variation | 0.75 | 0.58 | 0.70 | 0.55 | 0.72 | 0.65 | 0.74 | 0.60 |
| Theil-Entropy index | 0.26 | 0.16 | 0.24 | 0.15 | 0.23 | 0.19 | 0.25 | 0.17 |
| Theil-Bernoulli index | 0.33 | 0.18 | 0.28 | 0.16 | 0.24 | 0.19 | 0.29 | 0.18 |
| Exponential index | 0.45 | 0.42 | 0.45 | 0.42 | 0.44 | 0.43 | 0.45 | 0.43 |
| Foster-Wolfson Polarization index | 0.38 | 0.29 | 0.39 | 0.27 | 0.35 | 0.33 | 0.37 | 0.30 |

Source: Statistics Canada, Survey of Consumer Finances, Custom Tabulations.

**Table 13: Income inequality measures for farm and non-farm families, 1985 and 1995 (Continued)**

| | Less than 41 years of age | | From 41 to 54 years of age | | 55 years of age and older | | All ages | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Farm | Non-farm | Farm | Non-farm | Farm | Non-farm | Farm | Non-farm |
| **1995** | | | | | | | | |
| Average income ($) | 32,603 | 30,068 | 28,744 | 32,001 | 29,727 | 31,167 | 30,215 | 31,035 |
| Median income ($) | 26,045 | 26,224 | 23,691 | 27,649 | 24,899 | 26,345 | 24,840 | 26,750 |
| Sample size | 345 | 8,046 | 376 | 7,120 | 499 | 8,074 | 1,220 | 23,240 |
| Estimated no. of families (000's) | 84 | 2,857 | 97 | 2,504 | 120 | 2,590 | 301 | 7,952 |
| Gini coefficient | 0.35 | 0.33 | 0.36 | 0.33 | 0.34 | 0.33 | 0.34 | 0.33 |
| Coefficient of variation | 0.68 | 0.62 | 0.68 | 0.61 | 0.66 | 0.63 | 0.67 | 0.62 |
| Theil-Entropy index | 0.20 | 0.18 | 0.21 | 0.17 | 0.19 | 0.18 | 0.21 | 0.18 |
| Theil-Bernoulli index | 0.21 | 0.18 | 0.24 | 0.19 | 0.20 | 0.19 | 0.21 | 0.19 |
| Exponential index | 0.44 | 0.43 | 0.44 | 0.43 | 0.43 | 0.43 | 0.44 | 0.43 |
| Foster-Wolfson Polarization index | 0.34 | 0.31 | 0.36 | 0.30 | 0.31 | 0.31 | 0.36 | 0.31 |

Source: Statistics Canada, Survey of Consumer Finances, Custom Tabulations.

By 1995, income by age group shows that the youngest farm families (less than 41 years of age) now had income that was above that of non-farm families ($32,603 versus $30,068), while family income for the other two age groups was lower than that for non-farm families ($28,744 versus $32,001 for individuals from 41 to 54 years of age and $29,727 versus $31,167 for those 55 years of age and older) (Table 13). Perhaps the events in the labour market affecting earnings for young male wage earners in particular had less effect on young males heading farm households over the period 1985 to 1995, leading to the gap. However, improvements in government social transfer policy that benefited the elderly over this period, had less impact on farm households than non-farm households. Farm households were perhaps more affected by lower interest rates which reduced their debt obligations in 1995.

The income inequality statistics in Table 13 indicate that for all age groups considered, income was less equally distributed for farm families than for non-farm families in 1985. For example, the Gini coefficient for the youngest farm household income (less than 41 years of age) was 0.40 compared to 0.32 for non-farm households. Similarly, for middle-aged farm households (from 41 to 54 years of age), the Gini coefficients were 0.38 for farm and 0.30 for non-farm families. For elderly households (55 years of age and older), the Gini coefficients were 0.37 for farm and 0.34 for non-farm families in 1985.

The measures of income inequality presented for all farm and non-farm families, also indicate that farm families' income became more equally distributed while that of non-farm families stayed the same or deteriorated. Gini coefficients for all farm family income fell from 0.39 to 0.34 between 1985 and 1995, while those for all non-farm family income increased

from 0.32 to 0.33. Other measures of inequality such as the coefficient of variation, the Exponential index and the Foster-Wolfson Polarization index all fell over the period for farm families and increased or stayed the same for non-farm families.

Other income inequality measures indicate similar results: coefficients of variation show greater income inequality for farm families than for non-farm families since those for farm families are higher for all age groups. For elderly families, however, the difference in income inequality measures between farm and non-farm families is less than for the other age groups. The Foster-Wolfson Polarization index also indicates that farm family income was slightly more polarized than non-farm family income, with less difference between elderly farm and non-farm families.

By age of household head, all farm households experienced an improvement in income distribution and inequality with the youngest families (less than 41 years of age) making the greatest improvement and those headed by individuals 55 years of age and older making significant gains as well. The gap between income shares for the youngest farm households fell from 1985 (1–28%) to 1995 (2–27%). Gini coefficients for this age group fell from 0.40 in 1985 to 0.35 in 1995. Similarly, this measure of income inequality fell from 0.37 to 0.34 for households headed by older individuals (55 years of age and older). Those families headed by individuals considered babyboomers (from 41 to 54 years of age) experienced less of an improvement in income inequality (as measured by Gini's falling from 0.38 in 1985 to 0.36 in 1995). The other measures of inequality confirm these trends for the various age groups.

By comparison, however, the income distribution and inequality of all non-farm families headed by individuals less than 41 years of age deteriorated slightly between 1985 and 1995 as measured by the Gini coefficient, from 0.32 to 0.33, and the gap in shares between lowest and highest deciles broadened slightly. For non-farm households headed by babyboomers (from 41 to 54 years of age), Gini coefficients increased more, from 0.30 to 0.33 over the period indicating a deterioration in income distribution. Only older non-farm households experienced an improvement in income inequality, albeit slight (from 0.34 to 0.33).

## 6.2. Income inequality by farm type

This part examines income inequality for families associated with six farm types (dairy, cattle, hogs, poultry and eggs, potatoes, and grains and oilseeds) based on their importance to Canadian agricultural production. In the period 1991 to 1994, almost 40% of Canadian farm families were involved in the production of grains and oilseeds, about 30% in cattle, between 13% and 14% in dairy, about four percent in hogs, and about one percent both in poultry and eggs and in potatoes.

Table 14 presents average farm family income and measures of inequality by farm type over a five-year period, 1991 to 1995. Unlike the family income data presented earlier, these data are derived from Statistics Canada's Whole Farm Database project. There are major differences in methodology and definitions of data from the two data sources. Data from the Survey of Consumer Finances include all farm families with an individual reporting some net farm income. Data from the Whole Farm Database include only farm families with gross farm revenues of $10,000 and over for unincorporated farms, and $25,000 for incorporated operations.

Also, the net farm income reported from the Survey of Consumer Finances is after depreciation, whereas the farm income data presented here from the Whole Farm Database is before depreciation is deducted. Depreciation may not be a major factor for families on small farms as it becomes a smaller share of family total income, but as farms get larger, depreciation becomes a more important factor associated with larger capital assets. Income distribution by decile will therefore be significantly different since family income after depreciation of farm assets will be lower for families in the higher income classes. Nevertheless, looking at income distribution by farm type provides us with some explanation for farm family income inequality over the period 1991 to 1995.

**Table 14: Average farm family income by farm type and Gini coefficient, 1991 to 1995**

| Farm family type | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 |
|---|---|---|---|---|---|
| All farm types | | | | | |
| Average income ($) | 26,206 | 26,601 | 27,659 | 28,762 | 30,500 |
| Gini coefficient | 0.401 | 0.379 | 0.386 | 0.385 | 0.397 |
| Dairy | | | | | |
| Average income ($) | 25,354 | 25,912 | 26,010 | 27,102 | 28,625 |
| Gini coefficient | 0.339 | 0.340 | 0.345 | 0.328 | 0.335 |
| Cattle | | | | | |
| Average income ($) | 24,141 | 24,846 | 25,858 | 25,583 | 26,321 |
| Gini coefficient | 0.458 | 0.413 | 0.439 | 0.443 | 0.460 |
| Hogs | | | | | |
| Average income ($) | 19,877 | 21,743 | 21,829 | 20,276 | 21,895 |
| Gini coefficient | 0.422 | 0.393 | 0.389 | 0.434 | 0.432 |
| Poultry and eggs | | | | | |
| Average income ($) | 32,949 | 30,356 | 31,704 | 31,434 | 29,735 |
| Gini coefficient | 0.372 | 0.372 | 0.369 | 0.374 | 0.377 |
| Potatoes | | | | | |
| Average income ($) | 27,441 | 27,745 | 29,569 | 35,392 | 32,264 |
| Gini coefficient | 0.434 | 0.405 | 0.398 | 0.385 | 0.367 |
| Grains and oilseeds | | | | | |
| Average income ($) | 28,096 | 28,587 | 30,362 | 32,876 | 34,810 |
| Gini coefficient | 0.369 | 0.344 | 0.344 | 0.341 | 0.352 |

Source: Statistics Canada, Whole Farm Database.

Of the six farm types, families associated with three of them (poultry and eggs, potatoes, and grains and oilseeds) consistently had average incomes above the average for all farm types, except in 1995 when the average income of poultry and egg producers was slightly lower. Average family income for dairy, cattle and hog farms was lower than the average. However, throughout the period, the highest levels of income inequality occurred for cattle and hog farms, where the index of inequality was consistently above the average for all farm families. This case was the opposite for dairy and grain and oilseed farms where income inequality was lowest. Although poultry and egg farms had the highest average income per family, income inequality associated with them was modest compared to the overall average farm situation. Potato farms had a relatively high level of income inequality in 1991 to 1993 but dropped considerably in 1994 and 1995.

Ahearn, Perry and El-Osta (1993), looking at the income situation of farmers in the United States, found that households associated with smaller farms had lower Gini coefficients than other size groups. This lower income inequality, they stipulate, results from smaller farms generally yielding a more narrow range of income possibilities. Also, farm income inequality was the major source of income inequality among farm households. As farm size increased, the Gini coefficient increases. This situation may well be the case in Canada but it is beyond the scope of this paper to estimate Gini co-efficients by farm size.

Farm family income inequality over the period 1991 to 1995 changed little. Families associated with two farm types (cattle and hogs) had indices of inequality consistently and significantly above the average for all farm types. An explanation of the differences between farm types may be based on differences in the structure of farming and the extent to which families with different farm types rely more or less on off-farm income. However, this analysis is beyond the scope of this paper, and might be considered for further research.

## 6.3. Income inequality by province

It would be useful to ascertain the level and degree of farm income inequality at the provincial level in the period 1991 to 1995. Areas of interest would be whether the pattern has changed over time, is the pattern of farm income inequality consistent with what has been happening in the province as a whole, and from interprovincial comparisons, to what degree does inequality affect one province vis-à-vis another.

Table 15 shows that farm family income inequality varied considerably among provinces in the 1991 to 1995 period. In British Columbia, Manitoba and Nova Scotia, farm family income inequality increased every year in the period 1993 to 1995. Alberta also experienced a rise in inequality, although the same pattern persisted in both 1993 and 1994. The gap in farm family income inequality in Ontario closed in the period 1991 to 1994 but it widened a bit in 1995. Prince Edward Island and Saskatchewan experienced considerable fluctuation in inequality with the gap closing in Saskatchewan in the 1991 to 1993 period then opening in the 1994 to 1995 period while it fell in Prince Edward Island in 1992, rose in 1993, fell in 1994 and rose again in 1995. Like Prince Edward Island, New Brunswick and Quebec exhibited an almost similar pattern.

Of the nine provinces, farming families in British Columbia and Alberta consistently had the highest levels of income inequality in the period 1991 to 1995 with their year-to-year Gini coefficients considerably above the national average based on farm family income. Comparisons of Gini coefficients for the other provinces are ambiguous in the sense that there is no

clear pattern in the rankings. For example, in each year, Manitoba ranked from third to seventh with its Gini coefficient below the national level. Ontario's farm family income inequality index ranked relatively high (fourth to seventh) among the provinces but its level of income inequality was below the national average every year, except 1992 when it was marginally above.

Saskatchewan had the lowest level of farm family income inequality in 1993, and the third lowest in 1992, 1994 and 1995 and in each year under study its Gini coefficient was lower than the national level. Similarly, Quebec had the lowest level of farm family income inequality in 1991, 1994 and 1995; in 1992 and 1993 it ranked fourth and second respectively. For the Atlantic provinces (Nova Scotia, Prince Edward Island and New Brunswick) the income inequality index showed considerable variability but these provinces did not have the highest level of income inequality, which is quite opposite to the findings of Finnie (1998).

**Table 15: Gini coefficients by province, for farm[a] families, 1991 to 1995**

| Provinces[b] | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 |
|---|---|---|---|---|---|
| Prince Edward Island | .386 | .372 | .394 | .343 | .383 |
| Nova Scotia | .368 | .321 | .361 | .387 | .389 |
| New Brunswick | .402 | .345 | .415 | .382 | .351 |
| Quebec | .346 | .353 | .357 | .340 | .333 |
| Ontario | .397 | .383 | .373 | .372 | .389 |
| Manitoba | .373 | .363 | .368 | .376 | .394 |
| Saskatchewan | .378 | .347 | .343 | .348 | .352 |
| Alberta | .435 | .386 | .428 | .428 | .441 |
| British Columbia | .464 | .437 | .451 | .460 | .469 |
| CANADA | .401 | .379 | .386 | .385 | .397 |

a. Farm refers to the Gini coefficients based on farm family income.
b. Newfoundland is excluded from the table because of the small sample size for farm families.
Source: Whole Farm Database.

What is clear from the data is that, in all provinces, farm family income inequality persists. It is highest in Alberta and British Columbia where the Gini coefficients are considerably above the national level, both farm and non-farm. Of the other provinces, New Brunswick had a higher level of farm family income inequality than other provinces in 1991 and 1993, Ontario exceeded the national level in 1992, Prince Edward Island did so in 1993 and Nova Scotia in 1994. For the provinces as a whole, Finnie's data show that earnings inequality was lower than farm family income inequality in 1991 but higher in subsequent years.

The differences noted in farm family income inequality by province could, perhaps, be partially explained by the concentration of various farm types in those provinces as well as access to off-farm employment which, in many instances, depends on the extent of urbanization. For example, livestock production is concentrated in all provinces and is important to all farmers in terms of their revenue mix. Dairy is concentrated in Quebec and Ontario,

potatoes in Prince Edward Island, Manitoba and New Brunswick, grains and oilseeds in the Prairie provinces and Ontario, and poultry and eggs principally in Ontario and Quebec. Essentially, almost all provinces produced the identified crops and livestock, although with varying degrees of concentration. It is difficult to discuss in isolation, the significance of incomes from livestock and crop production as contributors to the varying degrees of provincial farm income inequality.

While income inequality in the livestock sector might have contributed to a relatively high level of farm income inequality in Alberta and, to a lesser extent in British Columbia, it should be noted that off-farm earnings were a more important source of income for families in British Columbia (over 80%), Alberta (over 70%), Ontario (over 70%) and Newfoundland (over 70%). Off-farm earnings were less important for farm families in Quebec, Prince Edward Island and Manitoba. While it is possible to infer that much of the provincial farm family income inequality has been driven by off-farm earnings and, to a lesser extent, by the concentration of farm type, it is quite obvious that such inference is drawn on the basis of casual observation of the data. Provincial farm family income inequality could be influenced by other factors, such as age and gender. Accordingly, further research in this area is required to deduce the factors influencing the levels of interprovincial farm income inequality.

# Section 7: Policy Implications

It is reasonable to assume that government assistance and support to agriculture specifically in the form of program expenditure and transfers have played a role in narrowing the income inequality gap between farm and non-farm families.

Government policy toward agriculture has undergone numerous changes over the years. However, federal support to agriculture was significant during the 1980s but has declined a great deal since 1991. In 1986 alone, federal support totalled $2.5 billion through direct program payments to agricultural producers, in the form of income support and stabilization, crop insurance, ad hoc programs and cost reductions, financing assistance, and storage and freight. By 1995, this amount had fallen to $1.1 billion. These program expenditures are included as part of farm income and therefore the falling level of support has undoubtedly had an impact on farm families in general.

The federal government managed to bring a greater level of discipline to the agricultural marketplace through its international responsibilities at the World Trade Organization. However, the international environment points to reductions in farm support. In some instances these reductions could imply difficult circumstances for farm families whose holdings are relatively small and who are dependent on income from farming as their principal source. On the other hand, as producers are forced to respond to market forces, there may be greater efficiencies resulting in improving incomes.

Tax policy is another area of importance. As an instrument of policy change, tax policy could be used to affect the income of farm families in either a positive or negative way through its direct impact on farm revenues. Reductions in taxes normally lead to higher farm revenues while increases normally have the opposite effect, everything else being equal.

The program that contributes perhaps the most in reducing farm income inequality is government social transfers, for example Canda/Quebec Pension Plans (CPP/QPP) and Old Age Security. Approximately 90% of farm families received some form of social transfer in 1995, thereby underlying the dependence on this form of support. Any policy change in government social transfers should take into consideration the impact that the change might have on farm families.

Over 68% of rural farm families earn off-farm wages and salaries. Off-farm work represents an important source of revenue for capital deepening and reduces vulnerability of farm families to wide swings in farm prices and net farm income. It is also an important means by which returns to education and therefore total employment income can be increased. In the long run, greater access to education and training programs should reduce inequality by equipping both on-farm and off-farm workers with the capacity and skills to earn a better wage.

## Section 8: Summary

Based on the income inequality literature, income/earnings inequality has been a feature of both the American and Canadian social setting with increasing demand for skilled labour being a major factor in the American experience. Both supply-side and institutional factors have contributed to earnings and income inequality in both countries. In Canada, young male workers have been affected the most, while women and older males in general have experienced some improvement in their income position.

This paper found that income inequality prevails among farm and non-farm families. However, while farm families traditionally experienced greater income inequality than non-farm families, this gap narrowed considerably over the 1985 to 1995 period. This narrowing occurred largely because the well-being of farm families improved over the period at the same time that non-farm families did not. Income polarization is not an important issue for these groups, although it increased marginally for non-farm families. From an historical perspective, farm family income inequality, as indicated by the Gini coefficient, decreased dramatically since 1971, falling from a high of over 0.46 in 1971 to a low of 0.34 in 1995. More recent data reflecting more recent developments in world commodity markets and farm income may tell a different story. But the discussion here centers on the 1985 to 1995 period only.

This paper shows that, for farm families as a group, there was less income inequality in 1995 than in 1985 and a considerable narrowing of the income inequality gap between farm and non-farm families. In terms of polarization, the Foster-Wolfson Polarization index, which captures the notion of a "disappearing middle class," shows that the numbers of farm families in all the ranges—top, middle and bottom—of the income distribution have remained the same. However, the number of non-farm families in the middle range declined in the period under study. This finding is consistent with the findings of earlier Canadian studies on earnings inequality. Historical Gini coefficients going back to 1971 also indicated a steady improvement (decline) in income inequality for farm families overtime.

The average income of rural farm families has generally been below that of urban families. However, this income gap has closed considerably to about a seven percent difference. From a regional standpoint, while rural farm families in some regions of the country have reported income above their rural non-farm neighbours, as in the Atlantic provinces in 1985 to 1991 and 1993, and Ontario and the Prairie provinces in 1995, those in Quebec and British Columbia have generally reported incomes below that of their rural non-farm counterparts.

Certain farm types were found to have much higher levels of income inequality than others—particularly for cattle, hog and potato farms and less so for dairy and grain and oilseed farms. This difference is perhaps explained by the structure of these farms and the ability of farmers and their families to earn off-farm employment income. However, more research is needed to identify the linkages between farm family inequality and other variables.

From a regional standpoint, farm family income inequality was highest in British Columbia and Alberta and lowest in Quebec and Manitoba. Much of the difference in income inequality can be explained by the concentration of specific farm types in each province, for example more cattle farms in Alberta. Here again, further research is required to identify the linkages.

While age and gender issues are important considerations driving earnings inequality in the general population, they are less significant in the agricultural sector. By age of household head, all farm households experienced an improvement in income distribution and inequality with the youngest age groups (less than 41 years of age) making the greatest improvement followed by those headed by individuals 55 years of age and older. The gap in income shares received by the lowest and highest deciles for the youngest farm households fell from 1-28% in 1985 to 2-27% in 1995. Gini coefficients also fell for this age group and for households headed by individuals 55 and over between 1985 and 1995. Families headed by babyboomers (from 41 to 54 years of age) had less improvement in income inequality (as measured by the Gini coefficient falling from 0.38 to 0.36). Other measures of inequality confirm these trends for the various age groups.

In conclusion, the paper finds that while income inequality is a condition which affects both farm and non-farm families, farm families in general made considerable strides in narrowing the gap between themselves and their non-farm counterparts to the point where it is hardly discernible. There are some regional and gender differences underlying the differential impact of income inequality but the reasons for these are not easy to identify and to isolate. More research is needed to determine the linkage between farm income inequality and factors (such as off-farm income, farm type and structure, and wealth) which have been identified as influencing the magnitude of the income inequality gap between Canadian farm and non-farm families nationally and in the regions.

# Bibliography


Agriculture and Agri-Food Canada. 1997. "Sources of Farm Family Income for Safety Net Analysis." Ottawa, Ontario: Agriculture and Agri-Food Canada.

Ahearn, M., Janet Perry and Hisham El-Osta. 1993. "The Economic Well-Being of Farm Operator Households." Washington, D.C.: United States Department of Agriculture.

Atkinson, A.B. 1970. "On the Measurement of Inequality." *Journal of Economic Theory* 2: 231–236.

Beach, C.M., G.A. Slotsve and François Vaillancourt. 1996. "Inequality and Polarization of Earnings in Canada, 1981 to 1992." Presented at the Canadian International Labour Network Inaugural Conference, Burlington, Ontario, September 4–7, 1996.

Beach, C.M. and G.A. Slotsve. 1994. "Polarization of Earnings in the Canadian Labour Market." Edited by T. Courchene. *Stabilization, Growth and Distribution: Linkages in the Knowledge Era.* Kingston, Ontario: Queen's University, John Deutsch Institute for the Study of Economic Policy.

Berman, E., J. Bound and Z. Griliches. 1994. "Changes in the Demand for Skilled Labour Within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers." *Quarterly Journal of Economics* 109 (May): 367–398.

Bollman, R.D. 1973. "Off-farm Work by Operators of Canadian Census-Farms—1971," *Canadian Farm Economics* 8, 6: 1–5.

Bollman, R.D. and P. Smith. 1987. "The Changing Role of Off-farm Income in Canada." Proceedings of the Canadian Agricultural Outlook Conference, Ottawa, Ontario, December 1987.

Bound, J. and G. Johnson. 1992. "Changes in the Structure of Wages in the 1980s: An Evaluation of Alternative Explanations." *American Economic Review* 82: 371–392.

Bourgogne, D. 1992. "Income Inequality for Farm, Rural and Urban Households in 1989 and 1990." Farm Analysis Bulletin 42. Ottawa, Ontario: Agriculture and Agri-Food Canada.

Darcovich, W., J. Gellner and D. Leung, 1979. "Income of Farm Family Units, 1975." Ottawa, Ontario: Agriculture Canada (May).

Darcovich, W. and M. Mouelhi. 1976. "Farm and Off-Farm Incomes of Farm Families, 1973." Ottawa, Ontario: Agriculture Canada (June).

Davey, B.H., Z.A. Hassan and W.F. Lu. 1974. "Farm and Off-Farm Incomes of Farm Families in Canada: An Analysis of the 1971 Consumer Finance Survey." Ottawa, Ontario: Agriculture Canada (October).

Davies, J.B. 1996. "Wealth Inequality and Age." London, Ontario: Department of Economics, University of Western Ontario.

Drolet, M. and René Morissette. 1997. "Working More? Working Less? What Do Canadian Workers Prefer?" Research Paper Series No. 104. Ottawa, Ontario: Analytical Studies Branch, Statistics Canada.

Economic Council of Canada. 1991. "Employment in the Service Economy." Ottawa, Ontario: Supply and Services Canada.

Economic Report of the President. 1997. "Inequality and Economic Rewards." Washington, D.C.: 163–187.

Fiarchuk, R., Y. Beaulieu, S. Wood and D. Bolton. 1997. "A Profile of Employment in the Agri-food Sector." No. 1–97. Ottawa, Ontario: Agriculture and Agri-Food Canada.

Finnie, R. 1997. "Stasis and Change: Trends in Individuals' Earnings and Inequality in Canada, 1982–92." *Canadian Business Economics* (Fall): 84–106.

Finnie, R. 1998. "Differences in Earnings Inequality by Province, 1982–94." *Canadian Economic Observer* (February): 3.1–3.12.

Foote, D. 1996. *Boom, Bust, Echo.* Toronto, Ontario: Macfarlane, Walter & Ross.

Jenkins, G. 1991. "The Measurement of Income Inequality." Edited by Lars Osberg. *Economic Inequality and Poverty: International Perspectives.* Armonk, NY: M.E. Sharpe.

Juhn, C., K.M. Murphy and B. Pierce. 1993. "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill." *Journal of Political Economy* 101, 3: 410–442.

Kakwani, N.C. 1977. "Applications of Lorenz Curves in Economic Analysis," *Econometrica* 45, 3 (April): 719–727.

Katz, L.F. and K.M. Murphy. 1992. "Changes in Relative Wages, 1963–87: Supply and Demand Factors." *Quarterly Journal of Economics* 107, 1: 35–78.

Levy, F. and R.J. Murnane. 1992. "U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanations." *Journal of Economic Literature* 30 (September): 1333–1381.

Mishra, A.K. and B. Goodwin. 1997. "Farm Income Variability and the Supply of Off-Farm Labour." *American Journal of Agricultural Economics* 79, 3 (August): 880–887.

Morissette, R., J. Myles and G. Picot. 1993. "What Is Happening to Earnings Inequality in Canada?" Research Paper No. 60. Ottawa, Ontario: Analytical Studies Branch, Statistics Canada.

Murphy, K.M. and F. Welch. 1993. "Inequality and Relative Wages." *American Economic Review* 83, 2: 104–110.

O'Neil, D. 1995. "Education and Income Growth: Implications for Cross-Country Inequality." *Journal of Political Economy* 103, 6: 1289–1301.

Picot, G. 1995. "The Changing Economic Positions of Young Families and Children: The Impact of Declining Earnings, the Transfer System, and Changing Demographics." Presented at the Conference of Economic Growth and Inequality, Laurentian University, Sudbury, Ontario, March 17–18.

Picot, G. 1996. "Working Time, Wages and Earnings Inequality Among Men and Women in Canada, 1981 to 1993." Presented at the Canadian International Labour Network Inaugural Conference, Burlington, Ontario, September 4–7.

Picot, G. 1997. "What Is Happening to Earnings Inequality in Canada in the 1990s?" *Canadian Business Economics* (Fall): 65–83.

Porteous, W.L. 1974. "Outlook for Canadian Farm Income Levels." Proceedings of the Canadian Agricultural Outlook Conference, Ottawa, Ontario, Agriculture Canada.

Riddell, C.W. 1995. "Human Capital Formation in Canada: Recent Developments and Policy Responses." Edited by K.G. Banting and C.M. Beach. *Labour Market Polarization and Social Policy Reform*. Kingston, Ontario: Queen's University, School of Policy Studies.

Robson, W.B.P. and William Scarth, editors. 1996. *Equality and Prosperity: Finding Common Ground*. Toronto, Ontario: C.D. Howe Institute.

Shaw, P. 1979. "Canadian Farm and Non-Farm Family Incomes." *American Journal of Agricultural Economics* 61, 4: 676–682.

Statistics Canada. 1996. "Income Distribution by Size in Canada." Catalogue No. 13-207-XPB. Ottawa, Ontario: Statistics Canada.

Stigler, G. 1976. *The Theory of Price*, Chicago, Illinois: University of Chicago Press.

Vera-Toscano, E. 1999. "The Determinants of Women Labour Market Participation in Rural Areas of Canada: Evidence from the Survey of Labour and Income Dynamics (SLID)." Presented at the Statistics Canada Economic Conference '99 "Probing the New Economic Realities," Ottawa, Ontario, March 23–24.

Wolfson, M. and B. Murphy. 1997. "Income Inequality in Canada and the U.S.: Trends and Comparisons." Analytical Studies Branch, Ottawa, Ontario: Statistics Canada.

Wolfson, M.C. 1997. "Divergent Inequalities: Theory and Empirical Results." Analytical Studies Branch, Ottawa, Ontario: Statistics Canada.

Zyblock, M. 1996. "Individual Earnings Inequality and Polarization: An Exploration into Population Sub-Group Trends in Canada, 1981 to 1993." Ottawa, Ontario: Statistics Canada (November).

Zyblock, M. and Iain Tyrell. 1997. "Decomposing Family Income Inequality in Canada, 1981-1993." *Canadian Business Economics* (Fall): 108–119.

# Glossary of Terms

***Earnings/income inequality:*** In general, studies of earnings/income inequality are concerned with whether the condition of workers as measured by the share of income or earnings they receive, at the bottom or top of the income or earnings distribution, has changed.

***Economic families:*** A group of individuals that share a common dwelling and who are related by blood, marriage (including common-law) or adoption. They include husband-wife families and lone parent families, including married sons or daughters, but not unattached individuals. Economic families are used for the concept of a spending unit unlike the census family which reflects a family in a more restrictive sense.

***Farm families:*** Economic families who reported some (positive or negative) net farm income in the year are considered.

***Farm type:*** A Statistics Canada classification whereby 51% or more of the farm's market receipts (revenue from the sale of agricultural products) are derived from sales of a particular commodity. For example, a dairy farm is a farm type based on the sale of dairy products.

***Head of family:*** In husband-wife families, the husband is considered the head. In lone parent families, the parent with unmarried children is the head, or with married children, the member who is mainly responsible for the maintenance of the family. In lone parent families where relationships are other than husband-wife or parent child, the eldest in the family is considered the head.

***Lone parent families:*** Families headed by a single parent with children related by blood, marriage or adoption.

***Low income cut-offs (LICOs):*** Calculated by Statistics Canada and are based on average family expenditure on food, shelter and clothing expressed as a percentage of pre-tax income. Base-year LICOs are set where families spend 20% more of their income than the Canadian average on these basic necessities. LICOs are then adjusted each year by the Consumer Price Index. Based on 1992 expenditure patterns, LICOs were set at 54.7% of income. They are differentiated by size of area of residence (rural, urban) and by family size. For example in 1995, LICO was $31,753 for a family of four in urban areas of 500,000 and over.

***Net farm income:*** From the Survey of Consumer Finances, the gross operating revenues (including most direct agricultural program payments) minus gross operating expenses after depreciation, as reported by those individuals operating their own or a rented farm on their own or in partnership. Income in kind is excluded.

***Polarization:*** The determination of whether the number of workers in various parts of the distribution has changed. Increasing polarization would be associated with a rise in the proportions of workers at the bottom and top of the distribution, and a decline in the proportion of workers in the middle.

***Rural areas:*** In the Survey of Consumer Finances where income is collected by size of residence, those areas where the population is under 1,000 in towns or villages and/or population density is under 400 persons per square kilometre based on 1996 Census geographic boundaries and 1991 Census population counts in 1995.

***Rural families:*** Economic families residing in areas where the population is under 1,000 in towns or villages and/or population density is under 400 persons per square kilometre.

***Total income:*** Includes income from seven sources:

- *Net farm income*—as defined above.
- *Wages and salaries*—gross wages and salaries before deductions for such items as income taxes, employment insurance and pension plans. Income in kind is excluded.
- *Net income from self-employment*—gross income minus expenses received from self-employment either on own or in partnership in an unincorporated business, including income from roomers or boarders. For farm families, net farm income is excluded from self-employment income, unless otherwise specified.
- *Investment income*—bond interest, dividends, mortgage interest, net rents, estate income, bank interest and other investment income including interest on Net Income Stabilization Account (NISA) balances.
- *Government social transfer payments*—all social welfare payments from the federal, provincial and municipal governments such as Old Age Security, Guaranteed Income Supplement, Spouse's Allowance, pensions under the Canada/Quebec Pension Plan (CPP/QPP), Employment Insurance benefits, Workers' Compensation, training allowances, veterans' benefits, social assistance, pensions to the blind and disabled, refundable tax credits, Goods and Services tax credits and child tax benefits.
- *Pensions*—retirement pensions, annuities and superannuation.
- *Miscellaneous income*—scholarships, alimony and other items not specified and not included in the above categories.

***Urban families:*** Economic families residing in towns or cities where the population is over 1,000 or in areas where the population density is over 400 persons per square kilometre.

# Appendix: Measures of Inequality

There are many ways to measure inequality. This appendix discusses the measures used in this paper and some of their characteristics. The paper focuses only on measures consistent with Lorenz inequality. Each of the measures is sensitive to somewhat different shifts in the shape to the earnings distribution.

The Gini coefficient and other inequality measures allow the analysis of whether "the rich are getting richer or the poor getting poorer." These measures are inappropriate for establishing whether there are more rich or more poor or whether the middle class is declining or expanding. To answer questions of the latter sort requires polarization measures that describe changes in the distribution of individuals across fixed relative earnings levels.

## Middle sensitive measure of inequality

### Gini coefficient

$$GINI = \Sigma_i W_i (y_i/\mu)$$

and

$$W_i = p_i \left[ \sum_{i=1}^{j} (2p_j - p_i - 1) \right]$$

where $W_i$ = a weight associated with the proportion of the population in the $i^{th}$ group

$p_i$ = the proportion of the population in the $i^{th}$ income group

$y_i$ = the average income in that group

$\mu$ = the overall mean income

The Gini coefficient is derived from the Lorenz curve and is defined as the area between the Lorenz curve and the diagonal line divided by the area of the whole triangle. The Gini coefficient therefore has a value between 0 and 1, where a value of 0 means that all individuals in

the population have the same earnings. This value is consistent with the Lorenz curve lying along the 45 degree line. A Gini coefficient with a value of 1 means that one individual holds all the income and the Lorenz curve lies along the horizontal axis.

The major criticism of the Gini coefficient is that it assumes equal importance to equal absolute differences in income, even if one of the differences is between two low income groups and the other between two high incomes. Zyblock (1996) determined that "... for a change in the Gini coefficient to be considered statistically significant and attributable to factors other than sampling variability, its absolute value must be greater than or equal to 0.008."(p. 20)

## Top sensitive measure of inequality

### Coefficient of variation

$$CV = \left[\Sigma p_i (y_i - \mu)^2\right]^5 / \mu$$

The coefficient of variation gives the standard deviation as a percentage of the mean. The measure is independent of the variate scale. It is useful when one wants to know whether one distribution is relatively more variable than another. The greater the value of the coefficient, the greater the degree of inequality. The coefficient of variation and the Gini coefficient tend to indicate a similar ordering of the degree of inequality of income distribution, but in absolute terms these two measures are not comparable. The main weakness of the coefficient of variation is that it is affected by the value of the mean.

## Bottom sensitive measures of inequality

### Theil-Entropy index

$$TE = \sum (y_i/\mu) \ln(y_i/\mu)$$

### Theil-Bernoulli index

$$TB = -\sum p_i \ln(y_i/\mu)$$

### Exponential index

$$EXP = \sum p_i \exp(-y_i/\mu)$$

where $\ln$ = natural logarithm

$p_i$ = the proportion of the population in the $i^{th}$ income group

$y_i$ = the average income in that group

$\mu$ = the overall mean income

It is possible for top sensitive measures of inequality to move in the opposite direction to bottom sensitive measures of inequality.

# Polarization measures

## Foster-Wolfson Polarization index

$$FWP = 2 \bullet [2 \bullet (0.50 - SHARE50 - GINI)] \bullet (median/mean)$$

where SHARE50 = the share of individual earnings of the bottom 50% of the distribution

If everyone has the same earnings, the Foster-Wolfson Polarization index will equal 0 and alternatively, a perfectly polarized population divided into equal halves. Each half has one of two possible values of earnings, the minimum or maximum, and the index will equal 1. The index measures the dispersion of the median and bi-modality of the distribution. For a change in the Foster-Wolfson Polarization index to be statistically significant at the five percent level, its absolute value must be greater than or equal to 0.015 (Zyblock 1996).

Agriculture et Agroalimentaire Canada
Agriculture and Agri-Food Canada

# L'inégalité de revenu au Canada

## Familles agricoles et non agricoles

Canada

# L'INÉGALITÉ DE REVENU AU CANADA

## FAMILLES AGRICOLES ET NON AGRICOLES

### 1985 à 1995

Agriculture et Agroalimentaire Canada
Direction générale des politiques stratégiques

Décembre 2000

# L'INÉGALITÉ DE REVENU AU CANADA

## FAMILLES AGRICOLES ET NON AGRICOLES

### 1985 à 1995

*Dennis Waithe*
*Margaret Zafiriou*
*Deborah Niekamp*

Décembre 2000

Agriculture et Agroalimentaire Canada
Direction générale des politiques stratégiques

*Tout point de vue exprimé, qu'il soit énoncé clairement, sous-entendu ou interprété à partir du contenu de la présente publication, ne reflète pas nécessairement la politique d'Agriculture et Agroalimentaire Canada.*

Pour se procurer des exemplaires supplémentaires, s'adresser à la :

Section de la production de l'information et de la promotion
Direction de la recherche et de l'analyse (DRA)
Direction générale des politiques stratégiques
Agriculture et Agroalimentaire Canada
Édifice 74, F.E.C.
Ottawa (Ontario)
K1A 0C6
Tél. : (613) 759-1865
Téléc. : (613) 759-7090
Courriel : ippdist@em.agr.ca

Les publications produites par la DRA sont disponibles en version électronique sur Internet à *www.agr.ca/policy/epad.*

Publication 2062/F
ISBN 0-662-85131-5
Catalogue A22-216/2000F
Projet 99127wp

Also available in English under:
*"Income Inequality in Canada – Farm Versus Non-Farm Families"*

# Table des matières


**Résumé** ..... **ix**

**Sommaire** ..... **xi**

**Partie 1 : Introduction** ..... **1**

**Partie 2 : Étude bibliographique** ..... **3**

**Partie 3 : Sources de données et méthodologie** ..... **7**

3.1. Sources de données ..... 7

3.2. Méthodologie ..... 8

**Partie 4 : Niveau et sources de revenu des familles agricoles et non agricoles** ..... **11**

4.1. Revenu familial par région ..... 13

4.2. Sources de revenu des familles agricoles et non agricoles ..... 16

4.3. Pourcentage des familles déclarant un revenu . 19

4.4. Familles se situant sous le seuil de faible revenu (SFR) ..... 20

**Partie 5 : Mesure de l'inégalité du revenu** ..... **23**

5.1. Décilage ..... 23

5.2. Mesures scalaires et autres mesures de l'inégalité du revenu ..... 26

5.3. Évolution des coefficients de Gini ..... 27

**Partie 6 : Répartition de l'inégalité de revenu** ..... **29**

6.1. Inégalité de revenu selon l'âge ..... 29

6.2. Inégalité de revenu selon le type d'exploitation agricole ..... 34

6.3. Inégalité de revenu selon la province ..... 36

**Partie 7 : Conséquences sur le plan des politiques** ..... **39**

**Partie 8 : Résumé** ..... **41**

**Bibliographie** ..... **43**

**Glossaire** ..... **47**

**Annexe : Mesures de l'inégalité** ..... **51**

# Liste des tableaux


**Tableau 1 :** Revenu familial par catégorie d'urbanisation, Canada, 1985 à 1995 (en dollars constants 1995) ..... 12

**Tableau 2 :** Nombre de familles par catégorie d'urbanisation et région, 1985, 1991, 1993 et 1995 ..... 13

**Tableau 3 :** Revenu familial moyen par catégorie d'urbanisation pour les diverses régions du Canada, 1985, 1991, 1993 et 1995 ..... 14

**Tableau 4 :** Sources de revenu familial, 1985 et 1995 ..... 17

**Tableau 5 :** Importance des sources de revenu familial par catégorie d'urbanisation, 1985 et 1995 ..... 18

**Tableau 6 :** Pourcentage de familles ayant déclaré diverses sources de revenu, 1985 et 1995 ..... 19

**Tableau 7 :** Pourcentage des familles sous le SFR, 1985, 1991, 1993 et 1995 ..... 20

**Tableau 8 :** Pourcentage des familles ayant un revenu inférieur au SFR par région, 1985 et 1995 ..... 22

**Tableau 9 :** Décilage des revenus et catégories familiales, en 1985 et en 1995 ..... 24

**Tableau 10 :** Autres mesures de l'inégalité ..... 26

**Tableau 11 :** Évolution des coefficients de Gini ..... 27

**Tableau 12 :** Répartition du revenu selon l'âge du chef de famille dans les familles agricoles et non agricoles, en 1985 et en 1995 ..... 31

**Tableau 13 :** Mesures de l'inégalité de revenu chez les familles agricoles et les familles non agricoles en 1985 et en 1995 ..... 32

**Tableau 14 :** Revenu moyen de la famille agricole et coefficient de Gini selon le type d'exploitation agricole, de 1991 à 1995 ..... 35

**Tableau 15 :** Coefficients de Gini par province, familles agricoles, de 1991 à 1995 ..... 37

# Résumé

La question de l'inégalité du revenu est liée à de nombreuses causes de tensions économiques et sociales au Canada. L'inégalité du revenu peut limiter le développement des ressources humaines et le potentiel de croissance économique. Les répercussions de l'inégalité du revenu familial et de la pauvreté des enfants sont particulièrement préoccupantes, vu l'importance que revêtent les expériences positives pour la petite enfance. L'inégalité du revenu contribue aussi à l'aliénation politique croissante et à la dissociation des valeurs de l'« élite » canadienne et du reste de la population.

Le document montre que, chez les familles agricoles prises collectivement, l'inégalité du revenu était moindre en 1995 qu'en 1985 et que, entre les familles agricoles et les familles non agricoles, le fossé s'était considérablement rétréci à cet égard. En ce qui concerne la polarisation, il s'avère que dans chacun des groupes de répartition du revenu (supérieur, médian et inférieur), le nombre de familles agricoles est resté le même. Cependant, au cours de la période étudiée, le nombre de familles non agricoles se situant dans le groupe médian a fléchi. Cette constatation corrobore les résultats d'études canadiennes antérieures sur l'inégalité du revenu. Les coefficients historiques de Gini (depuis 1971) montrent aussi une amélioration constante du revenu (baisse de l'inégalité) chez les familles agricoles.

# Sommaire

La question de l'inégalité et de la polarisation du revenu a suscité beaucoup d'intérêt au Canada et ailleurs dans le monde. L'inégalité de revenu mesure l'évolution de la part de revenu que gagnent des travailleurs, et la polarisation mesure l'évolution de la proportion de travailleurs aux différents niveaux de l'échelle de distribution.

L'inégalité de revenu est liée à un grand nombre de sources actuelles de tension économique et sociale au Canada. Elle est susceptible de limiter le développement des ressources humaines et le potentiel de croissance économique. L'incidence de l'inégalité du revenu familial et de la pauvreté infantile est particulièrement préoccupante en raison de l'importance que revêt la première enfance dans le développement de l'adulte. L'inégalité du revenu joue aussi un rôle dans l'aliénation politique croissante et la dissociation des valeurs de l'« élite » canadienne et de la population en général.

Le Réseau du développement humain du projet fédéral de la recherche sur les politiques traite surtout des trois aspects suivants de l'inégalité de revenu : le recul de la classe moyenne et la polarisation de la société entre les nantis et les démunis; la pauvreté, y compris la pauvreté infantile, l'extrême pauvreté, la pauvreté chez les Autochtones et la possibilité d'apparition d'une classe marginale; l'inégalité horizontale entre les groupes de revenu selon la race, le sexe, le statut d'immigrant, l'incapacité physique ou la région. Le présent document vient compléter cette recherche et propose une analyse plus approfondie du secteur agricole et un examen de l'inégalité de revenu comme problème possible pour les familles agricoles.

Au cours du dernier cycle économique (1984–1993), le revenu disponible réel moyen des familles (revenu de travail, plus rendement du capital investi, plus transferts publics, moins impôt sur le revenu et charges sociales) n'a presque pas changé. Cette

stagnation du revenu contraste fortement avec les fortes hausses de revenu réel qui ont marqué les années 1960 et 1970. Pendant la même période, l'inégalité du revenu disponible des familles ne s'est pas accentuée au Canada même si les revenus réels de travail ont dégringolé chez les hommes à faible niveau de compétences et chez les jeunes travailleurs (moins de 35 ans), surtout de sexe masculin (Picot 1966, Zyblock 1996, Finnie 1997). Ce phénomène découle dans une certaine mesure de la mondialisation du marché et des compétences plus poussées qu'exige une économie concurrentielle.

On a prétendu toutefois que la situation au Canada était nettement « plus rose »; en effet, l'inégalité et la polarisation sont nettement moins accentuées et les revenus des personnes situées au bas de l'échelle sont plus élevés qu'aux États-Unis. Entre 1985 et 1995, l'inégalité et la polarisation du revenu disponible familial ont fléchi au Canada, mais elles ont augmenté aux États-Unis.

D'autre part, pendant la même période, l'inégalité de revenu disponible s'est accrue aux États-Unis et dans un certain nombre de pays européens. Toutefois, la stabilité de cette inégalité masque une forte hausse de l'inégalité mesurée d'après le revenu familial tiré du travail. Autrement dit, l'inégalité de revenu aurait été plus prononcée au cours du cycle économique si les transferts personnels provenant des Trésors publics, conjugués à l'incidence du système d'impôt progressif, n'avaient pas fait amplement contrepoids aux répercussions défavorables qu'a eues le marché sur l'inégalité du revenu familial.

La présente étude révèle que chez les familles agricoles prises collectivement, l'inégalité de revenu était moindre en 1995 qu'en 1985 et que l'écart à ce chapitre entre les familles agricoles et non agricoles a considérablement diminué. Sur le plan de la polarisation, l'indice de polarisation de Foster-Wolfson, qui permet de mesurer la notion de « disparition de la classe moyenne » révèle que le nombre de familles agricoles se situant à tous les échelons de la répartition du revenu (quart supérieur, moitié médiane et quart inférieur) est resté le même. Toutefois le nombre de familles non agricoles se situant dans l'échelon médian a fléchi entre 1985 et 1995. Cette constatation cadre avec les conclusions d'études canadiennes antérieures sur l'inégalité de revenu. Les coefficients historiques de Gini (de 1971) indiquent également une amélioration constante (fléchissement) de l'inégalité de revenu pour les familles agricoles.

Le revenu moyen des familles agricoles vivant dans les régions rurales est généralement inférieur à celui des familles urbaines. Toutefois cet écart de revenu a considérablement diminué et se chiffre à environ 7 p. 100 ces dernières années. Les familles agricoles rurales de certaines régions du pays ont déclaré des revenus

supérieurs à ceux de leurs voisins ruraux non agricoles; ce fut le cas dans la région de l'Atlantique en 1985, 1991 et 1993, ainsi qu'en Ontario et dans les Prairies en 1995; par contre, au Québec et en Colombie-Britannique, les revenus généralement déclarés étaient inférieurs à ceux des homologues non agricoles en milieu rural.

Pour ce qui est des diverses sources de revenu, les familles rurales non agricoles ont plus en commun avec les familles urbaines. Les familles non agricoles rurales comptent plus sur les salaires et traitements que leurs contreparties agricoles rurales. Toutefois, elles sont beaucoup plus tributaires des transferts sociaux de l'État que leurs homologues non agricoles urbaines ou agricoles. Cette situation s'explique par le fait qu'un grand nombre de résidants non agricoles ruraux sont à la retraite et touchent des prestations des Régimes de pensions du Canada, de rentes du Québec ou de la sécurité de la vieillesse, qui sont deux volets importants des paiements de transferts sociaux de l'État. En outre, les chômeurs sont proportionnellement plus nombreux dans ces familles, qui ont aussi en général plus d'enfants et se prévalent donc davantage du crédit fédéral d'impôt pour enfants.

Dans le présent document, les *seuils de faible revenu* (SFR) de Statistique Canada tiennent lieu d'indicateurs de bien-être économique. Il est ainsi possible d'estimer ce qu'il en coûte pour répondre aux besoins fondamentaux des familles et des particuliers (alimentation, logement et habillement), par catégorie d'urbanisation. Bien que l'on considère souvent cette mesure comme représentant le seuil de la pauvreté, elle n'a aucune valeur officielle et Statistique Canada ne préconise pas son utilisation à cette fin.

Les données de Statistique Canada font ressortir une importante tendance à la baisse (amélioration) dans la proportion de familles agricoles rurales dont le revenu est inférieur au SFR. Ce recul indique également que les familles agricoles rurales ont réussi relativement mieux que leurs homologues non agricoles rurales et urbaines et que les familles canadiennes en général à produire un revenu supérieur au SFR.

Pour mieux comprendre les facteurs qui influent sur la convergence de l'écart existant entre les familles agricoles et non agricoles en matière d'inégalité de revenu, on a examiné cette inégalité selon l'âge, le type d'exploitation et la province. On a tenu compte de six types d'exploitation : production laitière, élevage des bovins à viande, élevage porcin, volaille et œufs, pommes de terre ainsi que céréales et oléagineux. Les données révèlent que l'inégalité de revenu des familles agricoles a peu changé entre 1991 et 1995. Les familles exploitant des élevages de bovins à viande et de porcins affichaient des indices d'inégalité qui étaient constamment et de beaucoup inférieurs à la moyenne de l'ensemble des familles agricoles. Ces écarts entre les types d'exploitation s'expliquent

peut-être par certaines différences (structure de l'activité agricole telle que pratiquée dans chaque sous-secteur et recours plus ou moins systématique aux revenus non agricoles de la part des familles ayant différents types d'exploitation). Toutefois, ce serait déborder du cadre du présent document que de démontrer l'existence de tels liens; il faudrait mener de plus amples recherches à cette fin.

Si on analyse l'inégalité de revenu des familles agricoles sous l'angle régional, les données révèlent que les familles agricoles de la Colombie-Britannique et de l'Alberta présentaient constamment les niveaux les plus élevés d'inégalité de revenu entre 1991 et 1995; leurs indices d'inégalité annuels sont effectivement très supérieurs à la moyenne nationale si l'on en juge par le revenu des familles agricoles. Il serait ambigu de comparer les indices pour les autres provinces, car aucune tendance ne se dégage clairement dans leur classement.

Les écarts observés dans l'inégalité de revenu des familles agricoles par province s'expliquent peut-être en partie par la concentration de divers types d'exploitation dans certaines provinces, ainsi que par l'accès à des emplois extra-agricoles qui, dans de nombreux cas, reflètent le degré d'urbanisation. Toutefois les productions végétales et animales retenues pour l'étude se pratiquent dans la presque totalité des provinces, bien qu'à des degrés de concentration variables. Cette diversification fait qu'il est difficile de traiter indépendamment de la contribution des revenus tirés des productions animales et végétales en tant que facteur concourant aux écarts de l'inégalité des revenus agricoles entre les provinces. On pourrait en conclure que l'inégalité de revenu des familles agricoles entre les provinces résulte en grande partie des revenus non agricoles et, dans une moindre mesure, de la concentration des types d'exploitation, mais cette déduction se fonderait sur une observation superficielle des données. Il se peut que d'autres facteurs influent sur l'inégalité de revenu des familles agricoles entre les provinces, par exemple l'âge et le sexe. Par conséquent, il est possible qu'on doive mener d'autres recherches dans ce domaine afin de déterminer quels sont les facteurs qui influent sur les niveaux d'inégalité de revenu agricole d'une province à l'autre.

En conclusion, bien que l'inégalité de revenu soit un phénomène qui touche à la fois les familles agricoles et non agricoles, les premières ont en général fait de grands pas pour réduire l'écart qui les sépare de leurs contreparties non agricoles, à tel point que cet écart est à peine perceptible. Il existe bien quelques différences sur le plan des régions et des sexes qui sont sous-jacentes à l'incidence différentielle de l'inégalité de revenu, mais il n'est pas facile d'en isoler les causes. Il faudra mener d'autres recherches pour cerner le lien existant entre l'inégalité du revenu agricole et les facteurs tels que le revenu non agricole, le type et la structure de l'exploitation

et la richesse, ces facteurs étant réputés influer sur l'ampleur de l'écart entre les familles agricoles et non agricoles pour ce qui est de l'inégalité des revenus à l'échelle nationale et régionale. En outre, il faudra analyser les données recueillies depuis 1995 pour déterminer l'incidence de la récente évolution des marchés mondiaux des produits sur le bien-être économique des familles agricoles et non agricoles et sur l'inégalité de revenu.

# Partie 1 : Introduction

Au Canada et ailleurs, la question de l'inégalité et de la polarisation du revenu des Canadiens dans leur ensemble suscite énormément d'intérêt. En général, les études sur l'inégalité du revenu portent sur l'évolution de la part de revenu des travailleurs dans l'échelle de répartition. Les travaux portant sur la polarisation visent à déterminer si la proportion de travailleurs de la classe moyenne a diminué.

De fait, un certain nombre d'études montrent qu'au cours des années 1980, l'inégalité du revenu a augmenté au Canada. Cependant, on sait peu de choses de l'inégalité du revenu des familles du secteur agricole par rapport aux tendances touchant la population en général ou par rapport aux autres secteurs. Les chercheurs doivent se poser plusieurs questions. Par exemple, quelles sont les différences entre la famille agricole[1] typique et la famille canadienne moyenne ou la famille non agricole moyenne? Dans le secteur agricole, existe-t-il des problèmes d'inégalité du revenu reliés au sexe ou à l'âge? Quelle est l'importance du revenu agricole et du revenu extra-agricole? Dans la quête de réponses, il faut prendre en considération le revenu d'emploi et le revenu de toutes les autres sources, y compris des transferts de l'État.

On ne saurait étudier le dossier de l'inégalité du revenu sans aborder de nombreuses questions sensibles d'ordre économique et social qui affectent le Canada. L'inégalité du revenu peut limiter le développement des ressources humaines et le potentiel de croissance économique.[2] Les répercussions de l'inégalité du revenu familial et de la pauvreté sur les enfants sont particulièrement préoccupantes, étant donné le lien qui existe entre les occasions offertes au cours de la petite enfance et la réussite à l'âge adulte. L'inégalité du revenu contribue aussi à l'aliénation politique croissante et à la dissociation des valeurs de l'« élite » et du reste de la population canadienne.

1. Dans le glossaire, on trouvera une définition ou une description des types de familles dont il est question dans le présent document.
2. V. Jenkins, 1991.

Le Comité de recherche stratégique de Développement des ressources humaines Canada a concentré son attention sur trois aspects de l'inégalité du revenu :

- l'érosion de la classe moyenne et la polarisation de la société entre les biens nantis et les démunis;
- la pauvreté, y compris celle des enfants, la pauvreté extrême, la pauvreté des Autochtones et le risque de formation d'une sous-classe;
- l'inégalité horizontale dans les groupes de revenus selon la race, le sexe, le statut d'immigrant, les handicaps ou la région.

La présente communication vise à contribuer au débat sur l'inégalité du revenu au Canada et porte sur les familles associées au secteur agricole primaire. Son objet est de produire un ensemble complet de données, d'information et d'analyses sur l'inégalité du revenu dans ce secteur au Canada. On accordera donc une certaine importance à la comparaison des revenus et à leur répartition, c'est-à-dire des revenus des individus et des familles du secteur en question et de la population en général. On cherchera ainsi à établir si l'inégalité du revenu est un problème significatif pour les familles du secteur agricole et à déterminer quels sont les facteurs de cette inégalité, s'ils existent.

Afin que le débat sur cette question soit complet, nous étudierons le revenu familial par région, catégorie d'urbanisation (milieux urbain, rural non agricole et rural agricole), âge, type d'exploitation et province. Nous présentons dans la partie 2 qui suit l'introduction les résultats d'une étude bibliographique couvrant des études récentes sur l'inégalité du revenu au Canada et aux États-Unis. Dans la partie 3, nous discutons des données utilisées et de la méthode de mesure de l'inégalité du revenu. Dans la partie 4, nous présentons, par région et par catégorie d'urbanisation, le montant et l'origine des revenus des familles agricoles et non agricoles de 1985 à 1995, de même que le taux de déclaration de ces mêmes revenus par les familles concernées. Nous examinons également les revenus familiaux par rapport aux *seuils de faible revenu* (SFR) de Statistique Canada, qui constituent une mesure relative du degré de difficulté économique. Dans la partie 5, nous présentons des données sur la répartition du revenu familial et sur les mesures statistiques de l'inégalité du revenu et de la polarisation. Dans la partie 6, nous examinons la répartition du revenu familial par tranche d'âge, par type d'exploitation agricole et par province afin d'expliquer l'existence de l'inégalité du revenu dans le secteur agricole. Dans la partie 7, nous discutons des répercussions, sur le plan des politiques, de l'inégalité du revenu des familles agricoles; et enfin, dans la partie 8, nous résumons les points saillants de la communication.

# Partie 2 : Étude bibliographique

Il existe de nombreuses publications sur la répartition des revenus au Canada et aux États-Unis. En général, trois types de facteurs influant sur le marché du travail expliquent les tendances de l'inégalité du revenu observées dans le passé : les facteurs agissant sur l'offre, les facteurs agissant sur la demande et les facteurs institutionnels. Les facteurs agissant sur l'offre et la demande sont habituellement considérés dans le contexte du marché des travailleurs qualifiés et mieux payés, par rapport aux travailleurs moins qualifiés et moins bien payés. D'autre part, les facteurs institutionnels reflètent le rôle de certains organismes tels que les syndicats et leur degré d'influence sur la rémunération.

Les facteurs agissant sur l'offre accentuent l'inégalité s'ils ont pour effet d'éloigner les unes des autres les courbes de l'offre de main-d'œuvre qualifiée et non qualifiée, élargissant ainsi le fossé entre les salaires relatifs. De même, les facteurs économiques agissant sur la demande influent sur la position de la courbe de la demande de main-d'œuvre qualifiée par rapport à celle de la demande de main-d'œuvre non qualifiée. Tout déplacement de cette courbe détermine à son tour les salaires relatifs de la main-d'œuvre qualifiée par rapport à celle non qualifiée. Si le fossé entre ces salaires s'élargit, l'inégalité du revenu augmente. En outre, l'évolution des mesures institutionnelles sur le marché du travail, par exemple une diminution de l'influence des syndicats, pourrait creuser un fossé entre les salaires relatifs et, par conséquent, entraîner une inégalité des revenus.[3]

D'après les publications, il semble que la demande croissante de main-d'œuvre qualifiée, traduite par le mouvement de la courbe de la demande vers l'extérieur, a été le facteur prédominant de l'inégalité du revenu, particulièrement aux États-Unis et, dans une moindre mesure, au Canada. Aux États-Unis, le phénomène a entraîné la disparité des salaires, tandis qu'au Canada il a influencé le nombre d'heures travaillées (Picot, 1997). Les augmentations notables de l'inégalité du revenu aux États-Unis au cours des deux dernières décennies sont bien documentées dans les publications.

Levy et Murnane (1992) donnent une présentation approfondie des publications portant sur ce phénomène en insistant sur le rôle de l'augmentation de la demande relative de travailleurs très qualifiés et, notamment, sur les difficultés plus grandes qu'éprouvent les jeunes gens moins scolarisés à gagner un revenu de classe moyenne. Juhn, Murphy et Pierce (1993)

3. Une description plus complète du modèle de la main-d'œuvre servant de base à cette discussion est présentée dans le rapport économique du président (1997) et dans Finnie (1997).

fournissent d'autres preuves de ces tendances dans une discussion détaillée sur l'inégalité des salaires aux États-Unis. D'après les données dont ils disposent, ils constatent que 40 p. 100 des jeunes travailleurs (1 à 10 ans d'expérience) n'ont pas vu augmenter leurs chances d'avancement économique depuis le milieu des années 1960. En général, ces auteurs constatent une augmentation sensible de l'inégalité des salaires entre les travailleurs les mieux payés et ceux qui sont les moins bien payés, dans toutes les catégories définies par le degré de scolarisation, l'expérience, l'emploi et l'industrie.

Juhn, Murphy et Pierce (1993) attribuent en grande partie cette augmentation de l'inégalité des salaires aux primes plus généreuses accordées selon les qualifications. Cette conclusion, qui concorde nettement avec celle de Levy et Murnane (1992), est confirmée par les preuves de même nature que présentent Katz et Murphy (1992), ainsi que Murphy et Welch (1993). Beach et Slotsve (1994), ainsi que Riddell (1995), observent des faits similaires au Canada. Cependant, les forces fondamentales sous-jacentes à ces effets restent floues.

On a tenté d'expliquer ces forces par deux hypothèses en vogue. Selon la première, l'évolution de l'inégalité du revenu découle de changements technologiques axés sur les qualifications ou de changements ayant affecté l'économie mondiale et ayant plus précisément entraîné un accroissement de la concurrence internationale (Bound et Johnson, 1992). Dans certaines industries qui se font concurrence sur le terrain des importations, la mondialisation a eu pour effet de faire diminuer le revenu des travailleurs. Cette baisse a entraîné une répartition élargie (intersectorielle) du revenu chez les travailleurs possédant des caractéristiques semblables (p. ex. l'âge et la scolarité) et elle a généralement entraîné une baisse des salaires de certains types de travailleurs concentrés dans ces secteurs, notamment chez les travailleurs peu qualifiés (Finnie, 1997).

D'après la seconde hypothèse, le changement technologique découle d'une augmentation du revenu des travailleurs qualifiés et il a entraîné un recul chez ceux qui ne possédaient pas les qualifications nécessaires. Selon Finnie (1997), cet argument est souvent invoqué pour expliquer plus en profondeur le recul relatif des revenus des travailleurs moins instruits et, dans certains cas, des jeunes travailleurs qui ne disposent pas des qualifications découlant de l'expérience et dont ils auraient besoin dans un milieu de travail axé sur la technologie.

L'observation plus ou moins fortuite tend à appuyer l'une de ces hypothèses ou les deux en même temps. Berman, Bound et Griliches (1994) présentent des éléments de preuve tirés de l'enquête annuelle menée dans le secteur de la fabrication aux États-Unis et penchent pour l'explication par le changement technologique axé sur les qualifications. Les travaux d'O'Neil (1995) relatifs aux effets de la scolarité (instruction) sur la dispersion des revenus à l'échelle internationale corroborent également ce point de vue.

Le rapport économique du président (1997) offre d'autres éléments d'information sur la prime de l'instruction aux États-Unis. Selon ce document, les retombées de l'instruction ont énormément gagné en importance au cours des années 1980 et au début des années 1990. En 1980, la médiane des diplômés masculins des collèges gagnait un tiers de plus que le groupe homologue diplômé de l'école secondaire, mais l'écart est passé à plus des deux tiers (70 %) avant 1993. Depuis, le mouvement s'est ralenti et l'écart entre les deux groupes a même diminué en 1995.

Au Canada, l'inégalité du revenu, mesurée par le coefficient de Gini,[4] a augmenté au cours des années 1980 chez les travailleurs masculins et féminins à plein temps employés toute l'année (Riddell 1995) : chez ces femmes, elle est passée de 0,263 en 1981 à 0,280 en 1989

(Morissette, Myles et Picot, 1993). Simultanément, dans les années 1980, la polarisation a augmenté dans cette population féminine : à l'aide de l'indice de polarisation de Foster-Wolfson, Morissette, Myles et Picot (1993) ont constaté une augmentation de l'inégalité du revenu qui, de 1981 à 1989, est passée de 0,212 à 0,224.

Ces dernières années, l'inégalité du revenu a augmenté chez les travailleurs masculins, alors qu'elle a diminué chez les femmes. Des facteurs agissant sur l'offre ont été reconnus comme contribuant à ce changement relié au sexe. Selon cet argument, l'augmentation constante du nombre d'heures et de semaines travaillées par les femmes est la cause de l'augmentation de leurs revenus. L'arrivée des femmes dans des emplois traditionnellement masculins a également joué un rôle (Riddell, 1995; Morissette, Myles et Picot, 1993).

Picot (1996) souligne que dans toute la population canadienne d'âge actif, l'inégalité du revenu n'a augmenté pendant aucune des trois périodes étudiées (1975–1994; 1981–1989; 1984–1993). On observerait plutôt une légère baisse. Cependant, Picot fait observer que le revenu réel des hommes à faible revenu et peu qualifiés a considérablement diminué, tout comme celui des jeunes travailleurs (de moins de 35 ans), particulièrement chez les hommes.

L'inégalité du revenu des hommes s'est caractérisée par une très forte baisse du revenu réel des travailleurs moins bien payés et moins qualifiés, et par une baisse semblable chez les jeunes travailleurs masculins (Picot, 1996, 1997; Zyblock, 1996; Zyblock et Tyrell, 1997; Finnie, 1997). Il est évident que des facteurs agissant sur la demande ont beaucoup contribué à élargir le fossé entre les salaires, par rapport à la réaction de l'offre dans les mêmes catégories. On a assisté à une augmentation de la demande de travailleurs très qualifiés, en général, tandis que les moins qualifiés, plus particulièrement les jeunes hommes, ont difficilement trouvé des emplois payants.

Picot (1996) fait observer que l'augmentation de l'inégalité du revenu chez les hommes était largement reliée à l'inégalité accrue dans le nombre hebdomadaire d'heures travaillées et dans le nombre annuel de semaines travaillées. Une faible partie de l'augmentation était due à l'accroissement de l'inégalité ou de la polarisation des salaires horaires. De même, chez les femmes, la baisse de l'inégalité observée au cours des années 1980 et au début des années 1990 était largement due à l'augmentation du nombre de semaines travaillées par les femmes à plus faible revenu annuel.

Morissette, Myles et Picot (1993) signalent que l'inégalité et la polarisation des revenus chez les hommes ont débuté à la fin des années 1970. Ils font observer qu'au début des années 1970, l'inégalité du revenu des hommes était relativement stable. Cependant, après 1977, leur revenu moyen a stagné et, compte tenu de l'augmentation de l'inégalité, cela a entraîné une érosion de la classe moyenne masculine. Quand est survenue la récession du début des années 1980, il s'est produit une augmentation sensible de l'inégalité chez les hommes. La plus grande partie de cette hausse résultait d'une distribution élargie des salaires chez les hommes employés à plein temps et toute l'année. Zyblock (1996) observe que la tranche la plus riche de 30 p. 100 des hommes avait empoché d'importants gains de revenu absolu (de 1984 à 1993) et relatif (de 1981 à 1989 et de 1984 à 1993) alors que le revenu moyen de l'ensemble des hommes stagnait. Les travaux du Conseil économique du Canada (1991) ainsi que de Beach et Slotsve (1994) appuient ces conclusions.

---

4. On trouvera des explications du coefficient de Gini et de l'indice de polarisation de Foster-Wolfson dans la partie 4.

L'explication de l'inégalité du revenu fondée sur la technologie et les qualifications comporte cependant quelques failles. Par exemple, l'argument selon lequel le revenu des jeunes travailleurs diminue à cause de la technologie semble douteux : en effet, ce groupe est susceptible d'être le plus orienté vers la technologie et donc le plus qualifié. Le changement technologique devrait faire augmenter son revenu et non le faire diminuer.

Les explications qui sont peut-être les plus prometteuses se fondent sur des analyses de cohortes, qui prennent en compte la taille de l'offre des jeunes travailleurs qui arrivent sur le marché à chaque période (Foote, 1996) ainsi que les facteurs institutionnels et les facteurs de marché. Les pressions s'exerçant sur la demande et reliées à la mondialisation, au changement technologique et à d'autres changements économiques structurels ont très certainement affecté différents groupes de travailleurs à un degré variable. Néanmoins, les facteurs institutionnels ont également nui aux travailleurs moins qualifiés et aux jeunes travailleurs.

Plusieurs études menées par Agriculture et Agroalimentaire Canada dans les années 1970 et au début des années 1990 (Davey, Hassan et Lu, 1974; Darcovich et Mouelhi, 1976; Darcovich, Gellner et Leung, 1979; Bourgoyne, 1992) comportaient une analyse de l'inégalité du revenu des familles agricoles par rapport aux revenus des familles non agricoles rurales et urbaines. Ces études ont permis de constater que l'inégalité du revenu était plus grande parmi les familles agricoles que parmi les familles non agricoles des régions rurales et urbaines au début des années 1970, mais que cette inégalité a diminué à la fin des années 1980. Par province, l'inégalité du revenu des familles agricoles était généralement plus grande dans les provinces des Prairies que dans les autres provinces. L'âge et la scolarité en étaient également d'importants facteurs.

Bref, l'inégalité du revenu a caractérisé le contexte social des États-Unis et du Canada, la demande croissante de travailleurs qualifiés étant un facteur majeur aux États-Unis. Cependant des facteurs institutionnels et des facteurs agissant sur l'offre semblent avoir contribué au phénomène dans les deux pays. Au Canada, les jeunes travailleurs masculins semblent les plus touchés tandis que les hommes d'âge plus mûr et les femmes ont généralement vu leur situation s'améliorer.

En dépit des analyses exhaustives qui ont été effectuées à ce jour sur les tendances suivies par l'inégalité du revenu et la polarisation au Canada, trop peu d'études canadiennes ont été consacrées à l'inégalité du revenu ou, de façon plus générale, à l'inégalité du revenu entre les travailleurs de secteurs précis de l'économie. Les recherches portant sur l'inégalité du revenu dans le secteur agricole au cours des années 1970 et 1980 doivent être mises à jour. Par conséquent, nous avons tenté de mesurer le degré d'inégalité entre les familles agricoles, non agricoles rurales et non agricoles urbaines au cours d'une période plus récente (1985 à 1995) et de déterminer certains facteurs de cette inégalité.

# Partie 3 : Sources de données et méthodologie

## 3.1. Sources de données

### Enquête sur les finances des consommateurs

Pour étudier l'inégalité du revenu chez les familles agricoles par rapport aux familles non agricoles, nous avons pris en compte le degré et la répartition du revenu des familles agricoles et avons comparé ces données à celles qui concernent les familles non agricoles. Les données employées dans la plus grande partie de cette analyse proviennent des enquêtes annuelles sur les finances des consommateurs pour les années 1985, 1991, 1993 et 1995. Statistique Canada effectue cette enquête en avril de chaque année, en même temps que l'enquête sur la population active. On demande aux répondants de déclarer toutes leurs sources de revenus au cours de l'année antérieure selon leur déclaration d'impôt sur le revenu. L'enquête porte sur les traitements et salaires, le revenu net d'un travail autonome, les revenus de placement et de pensions ainsi que les paiements de transferts sociaux de l'État. Des questions portent sur l'âge, le degré de scolarisation, la région habitée et la taille de la zone de résidence (urbaine ou rurale).

Quant à nous, nous avons défini la famille agricole comme étant une famille dont au moins l'un des membres déclare un revenu agricole net (positif ou négatif), après amortissement. Cette information nous permet de comparer le revenu agricole au revenu non agricole dans les régions rurales et urbaines et de déterminer l'importance des diverses sources de revenu pour les familles agricoles et non agricoles. Ces renseignements, combinés aux SFR et aux mesures statistiques de l'inégalité du revenu, nous donnent une indication du degré de l'évolution du bien-être économique des familles agricoles par rapport à celui de la population en général.

Le principal point faible de ce mode de collecte de données est que la structure et la teneur du questionnaire ne visent pas directement les familles agricoles. En outre, ces familles ne représentent qu'un faible pourcentage (2 p. 100) de tout l'échantillon, même si ce pourcentage traduit fidèlement leur importance relative dans la population en général. Statistique Canada utilise la même méthode pour estimer les revenus des familles agricoles et non agricoles, et les données sont disponibles pour toutes les années depuis 1971, ce qui représente l'un des avantages de l'enquête.

### Base de données complètes sur les exploitations agricoles

Pour expliquer l'évolution de l'inégalité du revenu d'un type d'exploitation à l'autre, nous analysons les données tirées d'une autre source—la Base de données complètes sur les exploitations agricoles de Statistique Canada. Cette base de données est également actualisée chaque année à partir des déclarations individuelles d'impôt sur le revenu, mais la collection n'est complète pour toutes les provinces que depuis 1990. La principale différence entre cette source de données et l'*Enquête sur les finances des consommateurs* est que la première ne comprend que les exploitants non constitués en sociétés dont les revenus agricoles bruts excèdent 10 000 $ et les exploitations constituées en sociétés dont les revenus excèdent 25 000 $. Quant à l'*Enquête*, elle couvre tout particulier déclarant quelque revenu agricole net que ce soit. Une autre différence réside dans le fait que, dans l'*Enquête*, les données reflètent le revenu agricole net après amortissement alors que la Base de données indique le revenu avant amortissement.

## 3.2. Méthodologie

Afin de déterminer la distribution des revenus de la famille agricole et son évolution dans le temps, nous avons pris en compte plusieurs mesures de l'inégalité. Outre le revenu moyen et les sources de revenu, nous avons aussi étudié la répartition du revenu des familles agricoles et non agricoles. Par *famille*, nous entendons la *famille économique* (époux-épouse ou famille monoparentale à l'exclusion des personnes seules).[5] L'analyse prend en considération les courbes de Lorenz de même que les coefficients de Gini et d'autres mesures de l'inégalité telles que le coefficient de variation, le logarithme exponentiel, l'indice d'entropie de Theil, l'indice de Theil-Bernoulli et l'indice de polarisation de Foster-Wolfson.

### Décilage

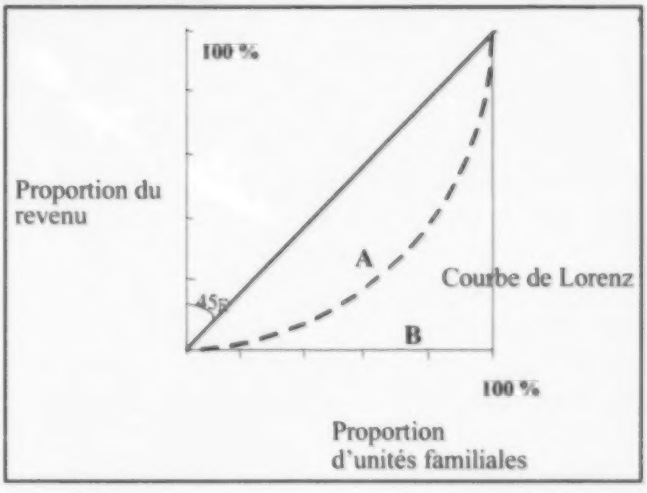
L'analyse de l'inégalité du revenu débute par une discussion sur la distribution des revenus dans la population. Une méthode est le décilage de la population (on peut aussi la diviser en quintiles ou en centiles); pour ce faire, on ordonne les familles selon leur revenu familial total dans l'ordre ascendant, puis on divise l'ensemble de ces données en 10 parties égales ou déciles. Le décile inférieur représente le groupe de familles (tranche de 10 p. 100 la plus basse) dont le revenu est le plus faible ; le deuxième décile (tranche suivante de 10 p. 100 des familles) possède un revenu un peu plus élevé et ainsi de suite. On peut ensuite examiner la proportion de revenu reçue par chaque décile pour obtenir un indicateur de l'égalité du revenu. Évidemment, si chaque décile recevait 10 p. 100 du revenu, ce dernier serait uniformément réparti ou distribué. Le décile inférieur reçoit toujours moins de 10 p. 100 des revenus familiaux totaux et le décile supérieur reçoit toujours plus de 10 p. 100, ce qui reflète une certaine inégalité du revenu.

5. La famille économique est un groupe de personnes partageant la même unité d'habitation et dont les membres sont liés par le sang, le mariage (de droit commun) ou l'adoption, y compris les enfants mariés. Notre définition ne comprend pas les personnes seules, mais uniquement les familles constituées de l'époux et de l'épouse et les familles monoparentales.

## Courbe de Lorenz

La courbe de Lorenz est une représentation graphique de la distribution des revenus. À l'aide des données sur les déciles dont il est question dans le paragraphe précédent, on trace une courbe représentant la proportion cumulative d'unités familiales, sur l'axe horizontal, et la proportion cumulative des revenus gagnés par ces unités, sur l'axe vertical (graphique 1). La surface de Lorenz est celle qui se situe entre la courbe de Lorenz et la diagonale (aire A). Si les revenus étaient également distribués, la courbe de Lorenz coïnciderait avec la diagonale et il n'y aurait pas d'inégalité du revenu. D'autre part, dans le cas d'une inégalité absolue où une seule unité familiale recevrait la totalité du revenu, la courbe coïnciderait avec l'axe horizontal. L'inégalité du revenu est donc représentée par l'écart entre la courbe et la diagonale : plus la courbe est éloignée de la diagonale, plus la distribution des revenus est inégale.

**Graphique 1 : Courbe de Lorenz**




## Coefficient de Gini

Le coefficient de Gini est la mesure de l'inégalité du revenu la plus employée dans les publications économiques. Il mesure le rapport entre, d'une part, la surface délimitée par la courbe de Lorenz et la diagonale (aire A), d'autre part, la surface située sous la droite diagonale (aire B). Ce rapport varie de 0 à 1. Une valeur nulle indiquerait l'absence d'inégalité du revenu (dans ce cas, la courbe de Lorenz coïnciderait avec la diagonale). Une valeur de 1 refléterait une inégalité totale (le décile supérieur gagnerait la totalité des revenus et la courbe de Lorenz suivrait l'axe des *x* et la verticale de droite). Historiquement, le coefficient de Gini des familles agricoles canadiennes se situait entre 0,3 et 0,4.

## Coefficient de variation

Le coefficient de variation est une autre mesure de l'inégalité du revenu. Il mesure l'écart type de la distribution des revenus en tant que pourcentage de sa moyenne. Comme pour le coefficient de Gini, plus la valeur du coefficient est grande, plus le degré d'inégalité est grand. Comme cette mesure tend à être sensible (le signe change) si des transferts surviennent au sommet de l'échelle des revenus, Wolfson (1997) la considère comme sensible par le haut.

## Logarithme exponentiel, indice d'entropie de Theil et indice de Theil-Bernoulli (écart logarithmique moyen)

On mentionne dans les publications trois autres mesures statistiques de l'inégalité du revenu, notamment dans Wolfson (1997) : le logarithme exponentiel, l'indice d'entropie de Theil et l'indice de Theil-Bernoulli (écart logarithmique moyen). Ces mesures posent l'existence de distributions légèrement différentes, ce qui permet de maîtriser certaines caractéristiques des données. En outre, elles sont sensibles dans la partie inférieure de la distribution : le signe change si des transferts surviennent dans la tranche inférieure de la distribution des revenus. Wolfson (1997) donne une description plus poussée de ces mesures, tout comme l'annexe.

## Indice de polarisation de Foster-Wolfson

Cet indice mesure la proportion de la population se situant dans diverses parties de la distribution, c'est-à-dire autour de la médiane ou dans la partie supérieure ou inférieure de la distribution. Très récemment, on a effectué une corrélation, dans les publications, avec l'érosion de la classe moyenne. Cet indice est analogue au coefficient de Gini en raison de ses rapports avec les courbes de Lorenz sous-jacentes. Si la distribution de revenus est la même pour tous, alors l'indice de polarisation de Foster-Wolfson est nul. À l'autre extrême, une population parfaitement polarisée sera subdivisée en deux moitiés égales, chacune gagnant l'une des deux valeurs possibles du revenu, soit le minimum ou le maximum. Dans ce cas l'indice de polarisation de Foster-Wolfson sera égal à l'unité. L'indice reflète donc simultanément la notion de variance à partir de la médiane et la bimodalité de la distribution (Wolfson, 1997).

# Partie 4 : Niveau et sources de revenu des familles agricoles et non agricoles

Dans tout débat sur l'inégalité de revenu, il est important de tenir compte en premier lieu de l'évolution du revenu dans le temps, notamment par rapport à d'autres secteurs. Les données de l'*Enquête sur les finances des consommateurs* de Statistique Canada montrent comment le revenu moyen des familles agricoles rurales, des familles non agricoles rurales et des familles non agricoles urbaines a varié entre 1985 et 1995 au Canada[6] (Tableau 1). En 1995, Statistique Canada a constitué un échantillon de 24 461 familles : 1 221 d'entre elles étaient des familles agricoles et les autres (23 240) des familles non agricoles. Selon une autre ventilation, 921 étaient des familles agricoles rurales, 5 362 des non agricoles rurales et 17 878 des non agricoles urbaines. Entre 1985 et 1995, le nombre estimatif de familles est passé de 7,0 à 8,3 millions, le nombre de familles agricoles rurales fléchissant et celui des familles non agricoles rurales et urbaines augmentant.

Le revenu moyen de l'ensemble des familles canadiennes était de 55 267 $ en 1995, comparativement à 53 538 $ en 1985 (en dollars constants de 1995). Il s'agit là d'une hausse à peine supérieure à 3 p. 100. Après avoir réalisé des gains relativement importants entre 1985 et 1991, le revenu familial a régressé en 1993 avant d'augmenter de nouveau en 1995 (en valeur réelle). L'essor économique de la fin des années 1980 a été suivi en 1990 et 1991 d'une récession qui a fait fléchir le revenu familial réel.

Pendant la période 1985–1995, le revenu moyen des familles agricoles rurales s'est accru considérablement (12 p. 100), alors que celui des familles non agricoles rurales et des familles non agricoles urbaines accusait une hausse plus modérée (4,4 et 2,7 p. 100 respectivement). Toutefois le revenu des familles non agricoles urbaines dépassait celui des deux autres catégories toutes les années visées par l'étude, et celui des familles agricoles rurales était supérieur au revenu des familles non agricoles rurales tous les ans sauf en 1993. Les causes de cet écart entre les hausses de revenu ne sont pas claires. Une grande partie de l'évolution survenue pendant cette période peut probablement s'expliquer par le fait que les familles agricoles rurales, surtout celles ayant des exploitations à petite échelle, ont eu accès à un revenu extra-agricole (voir Partie 5.2 : *Mesures scalaires et autres mesures de l'inégalité du revenu*). En outre, les salaires généralement plus faibles gagnés par les familles des régions rurales (Vera-Toscano, 1999) et l'évolution des marchés agricoles aident à mieux comprendre ce qui s'est produit.

6. Voir le glossaire.

## Tableau 1 : Revenu familial par catégorie d'urbanisation,[a] Canada, 1985 à 1995 (en dollars constants 1995)

| | | 1985 | 1991 | 1993 | 1995 | Variation en % (1985 à 1995) |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Nombre total de familles agricoles** | Nombre de familles | 320 847 | 283 207 | 252 809 | 301 766 | 7,0 |
| | Revenu moyen ($) | 50 502 | 50 194 | 50 560 | 54 013 | |
| Familles agricoles rurales | Nombre de familles | 235 373 | 218 101 | 193 157 | 204 272 | 12,0 |
| | Revenu moyen ($) | 46 013 | 46 800 | 46 336 | 50 514 | |
| **Nombre total de familles non agricoles** | Nombre de familles | 6 723 082 | 7 364 473 | 7 713 789 | 7 951 768 | 3,0 |
| | Revenu moyen ($) | 53 682 | 56 016 | 54 545 | 55 315 | |
| Familles non agricoles rurales | Nombre de familles | 1 040 398 | 1 215 574 | 1 239 367 | 1 176 954 | 4,4 |
| | Revenu moyen ($) | 44 283 | 46 109 | 47 699 | 46 247 | |
| Familles non agricoles urbaines | Nombre de familles | 5 682 684 | 6 148 899 | 6 474 422 | 6 774 814 | 2,7 |
| | Revenu moyen ($) | 55 403 | 57 975 | 55 855 | 56 891 | |
| **Nombre total de familles** | Nombre de familles | 7 043 929 | 7 647 680 | 7 966 598 | 8 253 534 | 3,2 |
| | Revenu moyen ($) | 53 538 | 55 800 | 54 418 | 55 267 | |

a. Étant donné la petite taille de l'échantillon, la catégorie des familles agricoles urbaines a été omise dans tous les tableaux.

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, Statistique Canada.

## 4.1. Revenu familial par région

Le tableau 2 présente le nombre de familles par région et par catégorie d'urbanisation. Comme on peut le constater, la plupart des familles agricoles rurales se trouvent dans les Prairies puis, dans l'ordre, en Ontario et au Québec. De 1985 à 1995, le nombre de familles agricoles rurales a fléchi dans toutes les régions, surtout les provinces de l'Atlantique. Dans ces dernières provinces, une forte proportion des familles sont des familles non agricoles rurales, mais on en trouve aussi en grand nombre en Ontario et au Québec. En fait, de 1985 à 1995, le nombre de ces familles s'est accru dans toutes les régions sauf dans les Prairies. Enfin, c'est en Ontario et au Québec qu'on trouve le plus de familles non agricoles urbaines. Pendant la période à l'étude, la population non agricole urbaine s'est accrue dans toutes les régions.

**Tableau 2 : Nombre de familles par catégorie d'urbanisation et région, 1985, 1991, 1993 et 1995**

| | | Provinces de l'Atlantique | Québec | Ontario | Prairies | Colombie-Britannique |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Familles agricoles rurales | 1985 | 11 882 | 38 386 | 55 905 | 118 717 | 10 483 |
| | 1991 | 6 822 | 25 583 | 53 225 | 121 075 | 11 396 |
| | 1993 | 7 928 | 24 023 | 48 004 | 105 930 | 7 272 |
| | 1995 | 6 412 | 26 950 | 53 642 | 107 111 | 10 157 |
| Familles non agricoles rurales | 1985 | 234 382 | 266 408 | 261 562 | 175 882 | 102 164 |
| | 1991 | 261 713 | 332 775 | 333 688 | 163 196 | 124 202 |
| | 1993 | 268 166 | 310 576 | 335 807 | 182 431 | 142 387 |
| | 1995 | 266 589 | 314 889 | 298 162 | 153 115 | 144 199 |
| Familles non agricoles urbaines | 1985 | 359 393 | 1 545 602 | 2 198 191 | 871 590 | 707 908 |
| | 1991 | 384 749 | 1 626 018 | 2 434 024 | 934 535 | 769 573 |
| | 1993 | 395 081 | 1 704 520 | 2 572 599 | 974 590 | 827 632 |
| | 1995 | 420 225 | 1 707 716 | 2 727 898 | 1 039 833 | 879 142 |
| Toutes les familles | 1985 | 607 302 | 1 864 259 | 2 549 003 | 1 194 189 | 829 176 |
| | 1991 | 655 001 | 1 995 151 | 2 844 091 | 1 241 521 | 911 916 |
| | 1993 | 673 579 | 2 048 317 | 2 975 378 | 1 284 178 | 985 146 |
| | 1995 | 696 536 | 2 065 148 | 3 111 679 | 1 338 699 | 1 041 472 |

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, totalisations spéciales.

Le tableau 3 présente des estimations de revenu familial par région et catégorie d'urbanisation pour les familles agricoles et non agricoles. Les écarts de revenu familial moyen entre les régions tient à plusieurs facteurs, notamment à l'ampleur de l'urbanisation et de l'industrialisation, aux possibilités d'emploi et, dans le cas des familles agricoles, à la taille moyenne de l'exploitation et au type de production. Ce sont les familles des provinces de l'Atlantique qui ont déclaré le revenu moyen le moins élevé; ces provinces sont suivies dans l'ordre par le Québec et les Prairies. Au chapitre de la famille agricole canadienne moyenne, en Ontario et

en Colombie-Britannique, le revenu déclaré dépassait la moyenne nationale tous les ans sauf en 1985, le revenu des familles agricoles de Colombie-Britannique ayant alors accusé un léger recul. Dans les autres régions, le revenu a stagné ou a fléchi.

Si l'on compare le revenu familial moyen entre les régions par catégorie d'urbanisation, on constate des écarts entre les familles rurales et urbaines (Tableau 3). Dans les provinces de l'Atlantique, le revenu moyen des familles agricoles rurales a constamment dépassé celui des familles non agricoles rurales tous les ans sauf en 1995. Toutefois, il est demeuré inférieur à celui des familles non agricoles urbaines toutes les années à l'étude. Au Québec, le revenu moyen des familles agricoles rurales était moins élevé que celui des familles non agricoles rurales tous les ans à l'exception de 1993, et il était moins élevé que celui des familles non agricoles urbaines toutes les années à l'étude. En Ontario, tous les ans, les familles agricoles rurales affichaient un revenu moyen plus élevé que les familles de la même catégorie vivant dans toutes les autres régions. Les familles agricoles rurales de l'Ontario ont toutefois gagné un revenu moindre que les deux autres catégories de familles non agricoles toutes les années.

**Tableau 3 : Revenu familial moyen par catégorie d'urbanisation pour les diverses régions du Canada, 1985, 1991, 1993 et 1995**

| | | Provinces de l'Atlantique | Québec | Ontario | Prairies | Colombie-Britannique |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Familles agricoles rurales | 1985 | 47 455 $ | 40 580 $ | 49 250 $ | 46 662 $ | 39 651 $ |
| | 1991 | 43 487 $ | 39 568 $ | 52 981 $ | 45 361 $ | 51 442 $ |
| | 1993 | 46 470 $ | 44 309 $ | 51 050 $ | 44 831 $ | 43 678 $ |
| | 1995 | 40 344 $ | 39 904 $ | 61 907 $ | 49 872 $ | 51 794 $ |
| Familles non agricoles rurales | 1985 | 38 730 $ | 40 825 $ | 51 811 $ | 46 201 $ | 43 468 $ |
| | 1991 | 40 739 $ | 42 887 $ | 51 650 $ | 48 811 $ | 47 617 $ |
| | 1993 | 40 748 $ | 43 608 $ | 55 305 $ | 48 028 $ | 51 349 $ |
| | 1995 | 40 756 $ | 41 425 $ | 52 542 $ | 46 373 $ | 53 775 $ |
| Familles non agricoles urbaines | 1985 | 49 341 $ | 51 039 $ | 59 565 $ | 55 574 $ | 54 875 $ |
| | 1991 | 49 965 $ | 52 547 $ | 63 159 $ | 55 863 $ | 59 619 $ |
| | 1993 | 50 295 $ | 49 118 $ | 60 427 $ | 55 935 $ | 58 076 $ |
| | 1995 | 47 987 $ | 51 670 $ | 61 782 $ | 53 907 $ | 59 637 $ |
| Toutes les familles | 1985 | 45 213 $ | 49 369 $ | 58 623 $ | 53 534 $ | 53 378 $ |
| | 1991 | 46 238 $ | 50 762 $ | 61 689 $ | 53 932 $ | 57 873 $ |
| | 1993 | 46 400 $ | 48 224 $ | 59 772 $ | 54 021 $ | 57 122 $ |
| | 1995 | 45 211 $ | 49 877 $ | 60 923 $ | 53 001 $ | 58 698 $ |

Dollars constants (1995 = 100).
Source : Enquête sur les finances des consommateurs, totalisations spéciales.

Dans les provinces des Prairies, le revenu moyen des familles agricoles rurales était inférieur à celui des familles non agricoles rurales en 1991 et 1993, mais plus élevé en 1985 et 1995. Il était toutefois toujours moins élevé que celui des familles non agricoles urbaines, comme ce fut le cas dans les autres régions. En Colombie-Britannique, les tendances suivies par le revenu ont été relativement analogues, les familles agricoles rurales déclarant un revenu moyen moins élevé que les familles non agricoles urbaines et rurales tous les ans sauf en 1991. De ce constat, nous pouvons tirer deux conclusions : tout d'abord, le revenu moyen des familles agricoles rurales était généralement inférieur à celui des familles urbaines. Toutefois, cet écart de revenu s'est réduit considérablement et s'est établi à environ 7 p. 100 au cours des dernières années. Deuxièmement, à l'échelle régionale, les familles agricoles rurales de certaines parties du pays ont déclaré un revenu supérieur à celui des familles non agricoles rurales : ce fut le cas dans les provinces de l'Atlantique en 1985, 1991 et 1993 et en Ontario, en 1991 et 1995. Toutefois au Québec et en Colombie-Britannique, elles ont généralement eu des revenus moins élevés que les familles non agricoles rurales.

Les régions où les familles agricoles rurales ont réalisé des gains de revenu plus importants que les familles non agricoles rurales entre 1985 et 1995 sont celles où les familles agricoles ont eu accès à un revenu extra-agricole et où il y existe une concentration de certains types d'exploitation. Ainsi les producteurs de céréales et d'oléagineux de l'Ontario et des Prairies et les producteurs de pommes de terre des provinces de l'Atlantique ont réalisé des gains importants de revenu après 1992, selon les récentes données de la Base de données complètes sur les exploitations agricoles (Voir Partie 6.2 : *Inégalité de revenu selon le type d'exploitation agricole*, et Partie 6.3 : *Inégalité de revenu selon la province*). Les éleveurs de bovins et de porcs et les producteurs de lait, de volailles et d'œufs ont réalisé des gains moins importants entre 1992 et 1995. Les hausses relatives de revenu provenant de ces types d'exploitation, que l'on trouve surtout au Québec et en Colombie-Britannique, n'ont peut-être pas été aussi prononcées que celles enregistrées par les familles non agricoles rurales pendant la même période. Nous faisons ci-après une analyse plus approfondie de la répartition du revenu des familles agricoles par type d'exploitation, ce qui jettera peut-être un peu de lumière sur les écarts de revenu entre les familles agricoles de différentes régions.

## 4.2. Sources de revenu des familles agricoles et non agricoles

Après avoir observé une certaine mesure de disparité de revenu entre les familles agricoles canadiennes et d'autres composantes de la population en général, nous nous pencherons maintenant sur les sources de revenu des différents types de familles en vue de déterminer si ces sources sont à l'origine des disparités observées.

Les ouvrages récents sur la répartition du travail, dans les familles agricoles, entre les tâches agricoles et des emplois extra-agricoles permettent de penser que les agriculteurs ne se souciant pas des risques répartiront leur temps entre un travail agricole et non agricole en vue d'égaliser leur revenu marginal (Mishra et Goodwin 1997). Si le revenu marginal prévu est plus élevé dans l'une de ces deux catégories de travail, l'agriculteur consacrera plus de temps à celle-ci. Toutefois, les agriculteurs peu enclins à courir des risques et qui croient que l'écart de salaire (ou de revenu) est plus élevé dans une catégorie de travail que dans l'autre consacreront moins de temps à l'emploi qui présente plus de risques et davantage à l'emploi moins risqué. L'évolution du degré de risque lié aux possibilités d'emploi influe donc sur le temps voué à chaque catégorie de travail. Au Canada, les traitements et salaires extra-agricoles sont une composante importante du revenu des familles agricoles, et cette caractéristique varie entre les régions et les types d'exploitation.

Le rapport entre le montant du revenu extra-agricole et le revenu brut ou la taille de l'exploitation est également significatif. Porteous (1974) observait une relation inverse entre le revenu agricole net et le revenu extra-agricole aux paliers inférieurs de revenu brut. Cette observation cadre avec les données historiques (1974 à 1994), qui révèlent que le revenu extra-agricole constitue une proportion plus élevée du revenu total des familles ayant de petites exploitations (revenu de moins de 50 000 $) et des exploitations de taille moyenne (revenu de 50 000 $ à 100 000 $), et qu'il revêt moins d'importance pour les grosses exploitations « commerciales » (revenu de 100 000 $ et plus) (Agriculture et Agroalimentaire Canada, 1997). Par exemple, en 1994, les familles agricoles déclarant un revenu brut de moins de 100 000 $ ont tiré plus de 50 p. 100 de leur revenu de sources extra-agricoles. Par ailleurs, seul un faible pourcentage des exploitants de grosses fermes ont travaillé à l'extérieur de leur exploitation. Bollman (1974) avançait que le travail extra-agricole ne rehaussait pas beaucoup la rentabilité des grosses exploitations étant donné qu'il faut trois mois de travail non agricole pour compenser une baisse même relativement faible des prix des produits agricoles.

Par rapport à l'ensemble des familles canadiennes, les familles agricoles rurales comptent davantage sur un revenu net tiré d'un travail autonome (de l'agriculture en particulier) et sur l'investissement, et moins sur les traitements et salaires et les autres sources de revenu (Tableau 4). Le revenu provenant des transferts sociaux de l'État revêt autant d'importance pour les familles agricoles que pour l'ensemble des familles canadiennes (en dollars constants). En 1995, sur le revenu moyen total de 51 514 $ qu'ont déclaré les familles agricoles rurales, environ 20 000 $ (40 p. 100) étaient tirés des traitements et salaires, plus de 15 000 $ (30 p. 100) étaient d'origine agricole et un peu plus de 6 000 $ (10 p. 100) provenaient de transferts sociaux de l'État.

**Tableau 4 : Sources de revenu familial, 1985 et 1995**

| | Familles agricoles rurales[a] | | Familles non agricoles rurales | | Familles non agricoles urbaines | | Toutes les familles | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 |
| Revenu agricole[b] | 14 059 | 15 374 | 0 | 0 | 0 | 0 | 661 | 494 |
| Revenu d'emploi extra-agricole | 1 771 | 2 861 | 2 628 | 2 962 | 2 457 | 3 283 | 2 472 | 3 246 |
| Traitements et salaires | 19 455 | 20 430 | 30 713 | 31 064 | 42 420 | 41 623 | 39 799 | 39 474 |
| Revenu de placements | 5 168 | 4 245 | 2 219 | 1 455 | 3 286 | 2 201 | 3 229 | 3 229 |
| Transferts sociaux de l'État[c] | 4 544 | 6 189 | 7 327 | 8 366 | 5 219 | 6 393 | 5 489 | 6 665 |
| Autres revenus extra-agricoles | 1 016 | 2 415 | 1 396 | 2 400 | 2 020 | 3 390 | 1 887 | 3 237 |
| Revenu familial total | 46 013 | 51 514 | 44 238 | 46 247 | 55 403 | 56 891 | 53 537 | 55 267 |

a. Les données sur les familles agricoles urbaines ne sont pas incluses en raison de la petite taille de l'échantillon.
b. Les indemnités de soutien agricole de l'État (c.-à-d. l'assurance-récolte, le RARB, les remises au titre des facteurs de production agricole et toutes les subventions touchant les produits) sont comprises dans les données sur le revenu agricole. Les subventions d'équipement en sont toutefois exclues.
c. Les transferts sociaux de l'État comprennent le revenu tiré du RPC et du RRQ, de la sécurité de la vieillesse, du supplément de revenu garanti, des prestations fiscales pour enfants, de l'indemnisation des accidentés du travail, de l'assurance-emploi, des transferts sociaux et du crédit pour la TPS.

Source : Enquêtes sur les finances des consommateurs, Statistique Canada.

Le revenu extra-agricole représente donc près des deux tiers du revenu familial total. Il importe de se rappeler que ces chiffres masquent les écarts entre les familles exploitant de petites fermes et celles qui ont de grosses exploitations commerciales, où le revenu extra-agricole est plus ou moins important selon le volume de travail consacré à la production agricole. Enfin, l'augmentation de un pour cent du revenu moyen réel des familles agricoles rurales entre 1985 et 1995 découle de la faible hausse des traitements et salaires, du revenu net tiré d'un travail autonome non agricole et d'autres revenus, et de la forte augmentation des transferts sociaux de l'État; cette hausse s'est produite malgré la baisse des revenus de placements qui s'est produite pendant cette période.

À titre de comparaison, l'importance des diverses sources de revenu des familles non agricoles rurales ressemble plus à ce qu'on observe dans les familles non agricoles urbaines. Les familles non agricoles, par nature, sont davantage tributaires des traitements et salaires et des revenus de placements que les familles agricoles habitant en zones rurales. Toutefois, les familles non agricoles rurales comptent beaucoup plus sur les transferts sociaux de l'État que leurs contreparties agricoles rurales ou non agricoles urbaines. Cette différence tient peut-être au fait qu'un grand nombre de résidants non agricoles des régions rurales sont à la retraite et touchent des prestations du Régime de pensions du Canada (RPC) ou du Régime des rentes du Québec (RRQ) et de la Sécurité de la vieillesse, qui sont deux des principales composantes des transferts sociaux de l'État. En outre, une proportion relativement plus élevée de ces familles comptent des chômeurs et plus d'enfants que les familles vivant en milieu urbain; elles bénéficient donc davantage du Crédit fédéral d'impôt pour enfants (Statistique Canada, 1996).

Outre les traitements et salaires extra-agricoles, les familles agricoles tirent généralement leur revenu de diverses autres sources, notamment le travail autonome, les placements et les transferts sociaux de l'État. De façon générale, les traitements et salaires viennent au premier rang des sources de revenu des familles agricoles et non agricoles, mais les transferts sociaux et les revenus de placements occupent aussi une place importante (Tableaux 4 et 5). En 1995, 71 p. 100 du revenu total de toutes les familles provenaient des traitements et salaires. Cette année-là, toutes les familles ont cependant tiré moins de revenu de cette source qu'en 1985 (71 contre 74 p. 100); il en a été de même des revenus de placements (4 p. 100 contre 6 p. 100 en 1985); toutefois, une proportion plus élevée provenait des transferts sociaux de l'État (12 contre 10 p. 100 respectivement), comme l'illustre le Tableau 5.

**Tableau 5 : Importance des sources de revenu familial par catégorie d'urbanisation, 1985 et 1995**

| | Familles agricoles rurales | | Familles non agricoles rurales | | Familles non agricoles urbaines | | Toutes les familles | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 |
| Revenu agricole | 31 % | 30 % | 0 % | 0 % | 0 % | 0 % | 1 % | 1 % |
| Revenu net non agricole tiré d'un travail autonome | 3 % | 5 % | 6 % | 6 % | 4 % | 6 % | 5 % | 6 % |
| Traitements et salaires | 42 % | 40 % | 69 % | 67 % | 77 % | 73 % | 74 % | 71 % |
| Revenu de placements | 11 % | 8 % | 5 % | 3 % | 6 % | 4 % | 6 % | 4 % |
| Transferts sociaux de l'État | 10 % | 12 % | 17 % | 18 % | 9 % | 11 % | 10 % | 12 % |
| Autres revenus | 2 % | 5 % | 3 % | 5 % | 4 % | 6 % | 4 % | 6 % |
| Total | 100 % | 100 % | 100 % | 100 % | 100 % | 100 % | 100 % | 100 % |

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, Statistique Canada.

## 4.3. Pourcentage des familles déclarant un revenu

Le Tableau 6 montre le pourcentage de familles ayant déclaré diverses sources de revenu en 1985 et 1995. Cette information diffère de celle du tableau 5; en effet, le tableau 6 reflète le nombre de répondants qui, dans l'échantillon total de familles agricoles, ont déclaré des revenus tirés de diverses sources. Si on l'examine conjointement avec les données précédentes sur les sources de revenu, ce pourcentage donne une idée de l'importance des diverses sources de revenu.

En 1995, toutes les familles agricoles rurales ont déclaré un revenu agricole net, ce qui est tout à fait normal puisque ces familles pratiquent l'agriculture par définition. Quinze pour cent d'entre elles disaient avoir tiré un revenu (net) d'un travail autonome non agricole, 68 p. 100 avoir touché des traitements et salaires, 68 p. 100 déclaraient avoir tiré des revenus de placements, 90 p. 100 avoir encaissé des transferts sociaux de l'État et 22 p. 100 avoir gagné d'autres revenus extra-agricoles. Comparativement à 1985, une proportion moins élevée de familles agricoles rurales ont dit avoir tiré un revenu de traitements et salaires et de placements, mais un pourcentage beaucoup plus élevé d'entre elles ont déclaré avoir reçu des transferts sociaux de l'État et encaissé d'autres revenus extra-agricoles. Dans la même veine, moins de familles non agricoles rurales et urbaines qu'en 1985 ont dit avoir encaissé des traitements et salaires et des revenus de placements, mais le même pourcentage de familles non agricoles rurales (90 p. 100) et de familles non agricoles urbaines (84 p. 100) avaient reçu des transferts sociaux de l'État les deux années en question. Un plus grand nombre de familles non agricoles urbaines et rurales ont aussi déclaré avoir tiré des revenus d'autres sources en 1995.

**Tableau 6 : Pourcentage de familles ayant déclaré diverses sources de revenu, 1985 et 1995**

| | Familles agricoles rurales | | Familles non agricoles rurales | | Familles non agricoles urbaines | | Toutes les familles | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 |
| Revenu agricole | 100 % | 100 % | 0 % | 0 % | 0 % | 0 % | 5 % | 4 % |
| Revenu net tiré d'un travail autonome | — | 15 % | 16 % | 19 % | 13 % | 15 % | 17 % | 19 % |
| Traitements et salaires | 75 % | 68 % | 80 % | 76 % | 85 % | 81 % | 84 % | 80 % |
| Revenu de placements | 70 % | 68 % | 45 % | 38 % | 53 % | 43 % | 52 % | 43 % |
| Transferts sociaux de l'État | 84 % | 90 % | 90 % | 90 % | 84 % | 84 % | 85 % | 85 % |
| Autres revenus | 15 % | 22 % | 15 % | 21 % | 20 % | 25 % | 19 % | 24 % |

Note : (—) les chiffres sont trop faibles pour faire l'objet d'une estimation.

## 4.4. Familles se situant sous le seuil de faible revenu (SFR)

Depuis près de trente ans, Statistique Canada publie une série de SFR en vue de donner une idée du bien-être économique relatif des Canadiens. Cette mesure permet d'estimer le seuil de revenu en deçà duquel il serait difficile de combler ses besoins fondamentaux comme l'alimentation, le logement et l'habillement. Statistique Canada détermine que les familles qui consacrent plus que 54,7 p. 100 (d'après les données sur les dépenses de 1992) de leur revenu à leurs besoins fondamentaux vivent dans une situation financière difficile.[7] Bien que cette statistique soit souvent désignée sous le nom de « seuil de la pauvreté », elle n'est pas officiellement reconnue comme telle et Statistique Canada n'en préconise pas l'utilisation à ce titre. Elle nous permet plutôt de comparer le revenu familial par rapport aux coûts de subsistance (de base) en milieu urbain et en milieu rural pour les familles agricoles et non agricoles. On estimait qu'en 1995, le SFR d'une famille de quatre membres vivant en milieu rural était de 21 944 $. À titre de comparaison, il fallait au moins 31 753 $ à une famille de quatre membres résidant dans un grand centre urbain (plus de 500 000 habitants) pour combler ses besoins fondamentaux.

Le Tableau 7 montre la proportion de familles dont le revenu était inférieur au SFR par catégorie d'urbanisation en 1985, 1991, 1993 et 1995. Sur une population totale de 8,3 millions de familles, environ 1,2 million, soit 14,2 p. 100, ont déclaré un revenu inférieur au SFR en 1995. Ce pourcentage n'est que légèrement plus bas qu'en 1985, année où 1,3 million de familles sur un environ 7 millions, soit 14,4 p. 100, étaient dans la même situation. Toutefois, en 1991, on note une amélioration, car moins de familles (12,9 p. 100) se trouvaient en-deçà du SFR. Cette proportion a atteint 14,5 p. 100 en 1993 à la suite de la récession qui est survenue au début des années 1990.

**Tableau 7 : Pourcentage des familles sous le SFR, 1985, 1991, 1993 et 1995**

| | 1985 | 1991 | 1993 | 1995 |
|---|---|---|---|---|
| Toutes les familles agricoles | 16.0 % | 12.1 % | 11.4 % | 9.0 % |
| Familles agricoles rurales | 16.7 % | 11.4 % | 12.1 % | 9.0 % |
| Toutes les familles non agricoles | 14.0 % | 13.0 % | 14.6 % | 14.4 % |
| Familles non agricoles rurales | 12.1 % | 9.5 % | 9.4 % | 9.8 % |
| Familles non agricoles urbaines | 14.7 % | 13.7 % | 15.6 % | 15.2 % |
| Toutes les familles | 14.4 % | 12.9 % | 14.5 % | 14.2 % |

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, Statistique Canada.

7. Voir Statistique Canada, 1996, p. 50.

Au chapitre des catégories d'urbanisation, on note une forte tendance à la baisse (amélioration) de la proportion de familles agricoles rurales dont le revenu est inférieur au SFR. Le tableau 7 montre par ailleurs que la proportion de familles agricoles qui touchent un revenu supérieur au SFR est plus élevée que chez les familles non agricoles rurales, les familles urbaines et les familles canadiennes en général. En effet, en 1985, 16,7 p. 100 des familles agricoles rurales déclaraient un revenu inférieur au SFR, contre 12,1 p. 100 des familles non agricoles rurales et 14,7 p. 100 des familles non agricoles urbaines. De 1985 à 1995, ces proportions ont considérablement changé (9,0, 9,8 et 15,2 p. 100 respectivement).

En 1991, une proportion moins élevée de familles agricoles rurales (11,4 p. 100) que de familles non agricoles urbaines (13,7 p. 100) déclaraient un revenu inférieur au SFR. Bien que la situation financière des familles agricoles rurales se soit quelque peu détériorée entre 1991 et 1993 (le pourcentage de familles à revenu inférieur au SFR est passé de 11,4 à 12,1 p. 100), elle s'est aggravée encore plus pour les familles non agricoles urbaines (de 13,7 à 15,6 p. 100). La récession qui a sévi en 1990 et 1991 a fait grimper les taux de chômage à 8,1 et à 10,4 p. 100 respectivement, et l'activité économique réelle a fléchi de 0,2 p. 100 en 1990 et de 1,8 p. 100 en 1991. Cette récession a nui au bien-être économique relatif de la plupart des Canadiens et Canadiennes.

Depuis 1985, la proportion de familles non agricoles rurales ayant un revenu inférieur au SFR a fléchi (amélioration), passant de 12,1 p. 100 en 1985 à 9,8 p. 100 en 1995. Toutefois le bien-être économique des familles non agricoles urbaines s'est détérioré, une plus grande proportion d'entre elles déclarant un revenu inférieur au SFR : 15,6 p. 100 en 1993 et 15,2 p. 100 en 1995, comparativement à 14,7 p. 100 en 1985 et à 13,7 p. 100 en 1991 (Tableau 7).

Sur le plan régional, entre 1985 et 1995, la proportion de l'ensemble des familles (agricoles et non agricoles) ayant un revenu inférieur au SFR est restée la même partout, sauf en Ontario et en Colombie-Britannique (Tableau 8). Toutes les familles de cette dernière province ont vu leur bien-être économique s'améliorer, la proportion de familles à revenu inférieur au SFR passant de 17 à 13 p. 100. Par contre, toutes les familles ontariennes ont subi une détérioration de leur bien-être économique puisque cette proportion est passée de 11 à 13 p. 100. Toutefois, par rapport aux autres provinces, c'est l'Ontario qui affichait la proportion la plus faible de familles à revenu inférieur au SFR les deux années en question.

En 1995, chez les familles agricoles, la proportion de celles qui avaient un revenu inférieur au SFR était beaucoup plus faible (9 p. 100) que chez les familles non agricoles (14 p. 100); on observait le même phénomène dans toutes les régions (sauf en Colombie-Britannique). Pour ce qui est de l'ensemble des familles non agricoles, la proportion de celles qui déclaraient un revenu inférieur au SFR était plus élevée en milieu urbain qu'en milieu rural dans chacune des cinq régions du pays.

## Tableau 8 : Pourcentage des familles ayant un revenu inférieur au SFR par région, 1985 et 1995

| | Provinces de l'Atlantique | | Québec | | Ontario | | Prairies | | Colombie-Britannique | | Canada | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 |
| Toutes les familles agricoles | 12 % | 7 % | 18 % | 6 % | 16 % | 7 % | 17 % | 10 % | 16 % | 17 % | 16 % | 9 % |
| Familles rurales | 13 % | 11 % | 18 % | 6 % | 16 % | 6 % | 18 % | 11 % | 11 % | 4 % | 17 % | 9 % |
| Toutes les familles non agricoles | 17 % | 16 % | 17 % | 17 % | 11 % | 13 % | 14 % | 15 % | 17 % | 13 % | 14 % | 14 % |
| Rurales | 16 % | 14 % | 14 % | 10 % | 7 % | 6 % | 12 % | 10 % | 12 % | 9 % | 12 % | 10 % |
| Urbaines | 17 % | 17 % | 17 % | 18 % | 12 % | 13 % | 14 % | 15 % | 17 % | 13 % | 15 % | 15 % |
| Toutes les familles | 16 % | 16 % | 17 % | 17 % | 11 % | 13 % | 14 % | 14 % | 17 % | 13 % | 14 % | 14 % |

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, Statistique Canada.

À la lumière des statistiques de 1995 sur le SFR dans les familles agricoles et non agricoles, on peut dire que la situation s'est en général quelque peu améliorée depuis 1985. Toutefois, il convient de noter que la petite taille de l'échantillon des familles agricoles rend ces résultats moins crédibles. Néanmoins, pour les familles agricoles rurales au Canada, l'amélioration a été frappante puisque seulement neuf pour cent d'entre elles avaient un revenu inférieur au SFR en 1995 contre 17 p. 100 en 1985. La proportion de familles non agricoles urbaines au Canada vivant dans cette situation était la même les deux années. Toutefois, chez les familles non agricoles rurales au Canada cette proportion était moins élevée en 1995 (10 p. 100) qu'en 1985 (12 p. 100).

En résumé, les SFR, qui sont un indicateur des difficultés économiques relatives des familles, révèlent que les familles agricoles rurales ont réalisé des gains importants par rapport à leurs homologues non agricoles des milieux ruraux et urbains de 1985 à 1995. Par ailleurs, entre ces deux années, on note une baisse de la proportion de familles agricoles au Canada qui touchaient un revenu inférieur au SFR tel que le définit Statistique Canada. Par contre, pendant cette période, l'amélioration a été moins prononcée pour les familles non agricoles rurales; de plus, les difficultés économiques des familles non agricoles urbaines se sont accrues puisqu'une proportion plus élevée d'entre elles ont touché un revenu inférieur au SFR.

# Partie 5 : Mesure de l'inégalité du revenu

Dans cette partie, nous comparons la distribution du revenu des familles agricoles et non agricoles en 1985 et en 1995 et nous présentons des mesures de l'inégalité du revenu. Ces mesures portent sur les déciles du revenu de ces deux types de familles, les courbes de Lorenz (représentation graphique de ces données) et les mesures scalaires de l'inégalité du revenu telles que le coefficient de Gini et d'autres mesures statistiques décrites dans l'exposé de la méthodologie et le glossaire.

## 5.1. Décilage

Le tableau 9 présente la répartition, en déciles,[8] du revenu des familles agricoles par rapport aux familles non agricoles. On a comparé le pourcentage du revenu familial total gagné par chaque décile ou chaque tranche de 10 p. 100 des familles afin de déterminer l'égalité ou l'inégalité de la distribution du revenu. Si le revenu était distribué uniformément, chaque décile de familles recevrait 10 p. 100 du total. Tout écart par rapport à cette proportion dénote une inégalité du revenu.

Entre 1985 et 1995, dans chaque décile, la part du revenu gagné par les familles agricoles s'est rapprochée de ce qu'elle était chez les familles non agricoles. Par exemple, le premier décile (tranche inférieure de 10 p. 100) des familles agricoles a empoché 1,3 p. 100 du revenu familial total en 1985 et 2,2 p. 100 en 1995, ce qui se rapproche du chiffre de 2,5 p. 100 relevé chez les familles non agricoles en 1985 et en 1995. Ces mêmes années, le cinquième décile des familles agricoles a empoché respectivement 7,3 et 7,6 p. 100 du total (sa progression est moindre que celle du premier décile) contre 8,1 et 8,0 p. 100 chez le même décile des familles non agricoles. En 1985 et 1995, le dixième décile des familles agricoles (tranche supérieure de 10 p. 100) a empoché 28,3 et 25,8 p. 100 du total (en dépit de la baisse des taux, ces familles agricoles continuaient de gagner un revenu très supérieur à la proportion de leurs effectifs); pendant ce temps, le dixième décile des familles non agricoles a empoché 24,1 et 24,9 p. 100 du total. L'inégalité du revenu des familles agricoles a donc diminué de 2,5 p. 100, de 1985 à 1995, tandis que celle du revenu des familles non agricoles est restée presque la même (augmentant de 0,8 p. 100).

8. On a corrigé les chiffres sur les revenus des familles agricoles en fonction de la taille des familles. On a attribué un coefficient de pondération de 1,0 au premier adulte et de 0,4 à tous les autres adultes et enfants. Ces données diffèrent de celles de la partie 4, les montants (en dollars) étant inférieurs à ceux des données non corrigées.

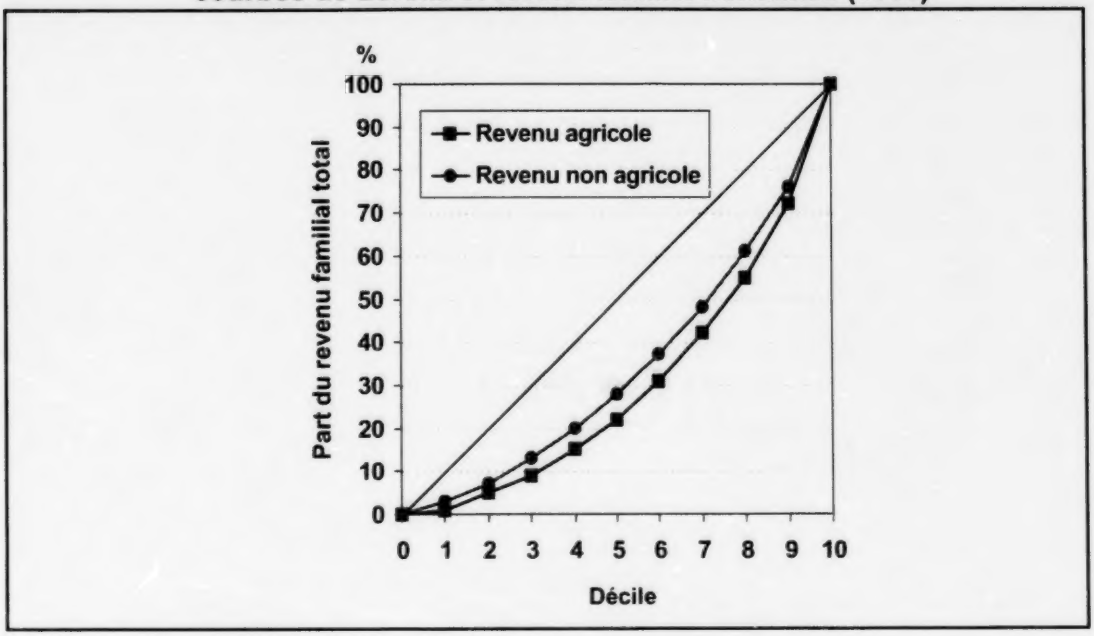
## Tableau 9 : Décilage des revenus et catégories familiales, en 1985 et en 1995

| | Familles agricoles | | | | Familles non agricoles | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 1985 | | 1995 | | 1985 | | 1995 | |
| | Revenu moyen | Proportion | Revenu moyen | Proportion | Revenu moyen | Proportion | Revenu moyen | Proportion |
| | ($) | (%) | ($) | (%) | ($) | (%) | ($) | (%) |
| Decile 1 | 3 408 | 1,3 | 6 544 | 2,2 | 7 319 | 2,5 | 7 630 | 2,5 |
| Decile 2 | 9 896 | 3,7 | 12 876 | 4,3 | 12 916 | 4,4 | 13 201 | 4,3 |
| Decile 3 | 13 148 | 4,9 | 15 947 | 5,3 | 16 592 | 5,6 | 17 028 | 5,5 |
| Decile 4 | 16 049 | 6,0 | 18 993 | 6,3 | 20 271 | 6,9 | 20 826 | 6,7 |
| Decile 5 | 19 526 | 7,3 | 22 851 | 7,6 | 23 916 | 8,1 | 24 725 | 8,0 |
| Decile 6 | 23 089 | 8,7 | 27 247 | 9,1 | 27 733 | 9,4 | 28 832 | 9,3 |
| Decile 7 | 27 956 | 10,5 | 31 731 | 10,4 | 32 186 | 10,9 | 33 456 | 10,8 |
| Decile 8 | 34 137 | 12,8 | 38 363 | 12,8 | 37 635 | 12,8 | 39 235 | 12,6 |
| Decile 9 | 44 215 | 16,5 | 48 923 | 16,4 | 39 835 | 15,4 | 48 110 | 15,5 |
| Decile 10 | 75 451 | 28,3 | 80 005 | 25,8 | 70 973 | 24,1 | 77 298 | 24,9 |

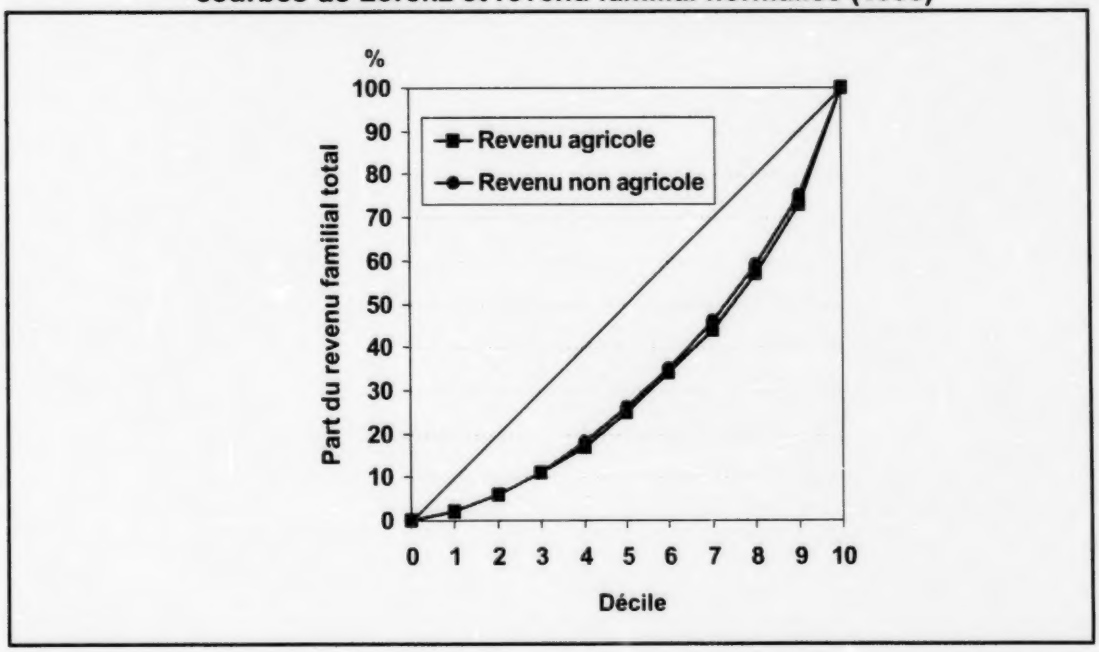
Les déciles 1 à 6 font mieux ressortir les similitudes de la répartition des revenus chez les familles agricoles et non agricoles. En 1985 et en 1995, la tranche inférieure de 60 p. 100 des familles agricoles et non agricoles empochait moins de 40 p. 100 du revenu, tandis que la tranche supérieure de 40 p. 100 empochait plus de 60 p. 100 du revenu. De fait, par cette méthode, on peut déduire que les familles des sixième et septième déciles reflètent ce qui peut être considéré comme une répartition presque équitable des revenus.

La courbe de Lorenz montre la distribution des revenus des familles agricoles et non agricoles en 1985 (graphique 2) et 1995 (graphique 3). L'inégalité de la distribution du revenu est illustrée par l'écart entre la courbe de Lorenz et la diagonale : plus la courbe est éloignée de la diagonale, plus le revenu familial est inégalement distribué. En 1985, le revenu des familles agricoles était distribué de façon plus inégale que celui des familles non agricoles, puisque la courbe de Lorenz était plus éloignée de la diagonale dans le premier cas (graphique 2). En 1995, l'écart s'est rétréci, les deux courbes étant presque superposées, du fait de l'amélioration de la distribution des revenus des familles agricoles (graphique 3).

**Graphique 2 : Revenus des familles agricoles et non agricoles, courbes de Lorenz et revenu familial normalisé (1985)**




**Graphique 3 : Revenus des familles agricoles et non agricoles, courbes de Lorenz et revenu familial normalisé (1995)**



## 5.2. Mesures scalaires et autres mesures de l'inégalité du revenu

Nous présentons ici six mesures de l'inégalité du revenu pour tenter d'évaluer le degré d'inégalité du revenu des familles agricoles et non agricoles en 1985 et en 1995 (tableau 10). Les coefficients de Gini montrent une certaine inégalité du revenu entre toutes les familles, tous les coefficients étant supérieurs à zéro. Chez les familles agricoles, la distribution des revenus s'est améliorée, l'inégalité étant moindre en 1995 (0,34) qu'en 1985 (0,39). Cependant, la comparaison de l'inégalité du revenu des familles agricoles et des familles non agricoles montre que, entre 1985 et 1995, l'écart avait diminué (0,34 pour les familles agricoles, 0,33 pour les autres, en 1995).

Le coefficient de variation, qui mesure l'écart entre les parts du revenu relatif des divers déciles (revenu agricole et non agricole), montre la même tendance que le coefficient de Gini au cours de la période considérée. En 1995, la proportion du revenu des familles agricoles était moins variable qu'en 1985. En fait, la dispersion du revenu des familles agricoles et non agricoles a évolué dans des directions opposées. Le coefficient de variation de la distribution du revenu des familles agricoles a baissé, et celui des familles non agricoles a augmenté (passant de 0,60 en 1985, à 0,62 en 1995) jusqu'à être à peine plus élevé que celui des agriculteurs.

**Tableau 10 : Autres mesures de l'inégalité**

| | Familles agricoles | | Familles non agricoles | |
|---|---|---|---|---|
| | 1985 | 1995 | 1985 | 1995 |
| Coefficient de Gini | 0,39 | 0,34 | 0,32 | 0,33 |
| Coefficient de variation | 0,74 | 0,67 | 0,60 | 0,62 |
| Indice d'entropie de Theil | 0,25 | 0,21 | 0,17 | 0,18 |
| Indice de Theil-Bernoulli | 0,29 | 0,21 | 0,18 | 0,19 |
| Indice exponentiel | 0,45 | 0,44 | 0,43 | 0,43 |
| Indice de polarisation de Foster-Wolfson | 0,37 | 0,36 | 0,30 | 0,31 |

Toutes les autres mesures de l'inégalité montrent des tendances semblables pour ce qui est du revenu des familles agricoles et non agricoles. L'indice d'entropie de Theil, l'indice de Theil-Bernoulli et l'indice exponentiel montrent tous une amélioration de la distribution du revenu des familles agricoles et une dégradation de celle des familles non agricoles entre 1985 et 1995. Si ces mesures montrent une différence entre l'inégalité du revenu agricole et celle du revenu non agricole, l'écart n'est pas significatif et il se rétrécit graduellement.

L'indice de polarisation de Foster-Wolfson confirme les mêmes constatations statistiques. Il montre que le nombre de familles agricoles de tous les groupes de l'échelle du revenu (supérieur, médian et inférieur) est resté le même. Cependant, entre 1985 et 1995, la

proportion de la classe moyenne a diminué chez les familles non agricoles. Cette constatation concorde avec les conclusions des études antérieures dont il est question dans l'étude bibliographique.

## 5.3. Évolution des coefficients de Gini

L'analyse statistique précédente de l'inégalité du revenu des familles agricoles et non agricoles couvre la période allant de 1985 à 1995. Les résultats de travaux antérieurs utiles à l'étude de l'évolution de l'inégalité du revenu des familles agricoles et non agricoles sont présentés au tableau 11.

**Tableau 11 : Évolution des coefficients de Gini**

| Année | Auteurs | Provenance des données | Agriculteurs | Non-agriculteurs | | Ensemble |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | Urbains | Ruraux | |
| 1971 | Davey, Hassan et Lu (1974) | EFC* | 0,46 | 0,39 | 0,39 | 0,40 |
| 1973 | Darcovich et Mouelhi (1976) | EFC | 0,45 | 0,39 | 0,37 | 0,39 |
| 1975 | Darcovich, Gellner et Leung (1979) | EFC | 0,47 | | | 0,39 |
| 1989 | Bourgoyne, D. (1992) | EFC | 0,36 | 0,34 | 0,33 | |
| 1990 | Bourgoyne, D. (1992) | EFC | 0,40 | 0,35 | 0,33 | |

EFC : Enquête sur les finances des consommateurs. Les chiffres sont arrondis à deux décimales.

Le tableau 11 montre l'évolution des coefficients de Gini pour les familles agricoles et non agricoles en cinq années choisies. Le coefficient minimal de distribution du revenu des familles agricoles (0,36) a été observé en 1989. La valeur maximale (0,47) a été relevée en 1975. En dépit des différences de méthodologie ou de définition des données entre les études, ces chiffres montrent généralement que l'inégalité du revenu a diminué de 1971 à 1989. De même, chez les familles non agricoles, les coefficients de Gini étaient traditionnellement inférieurs à ceux des familles agricoles; de 1971 à 1990, ils sont passés respectivement de 0,39 à 0,35 dans les régions urbaines et de 0,39 à 0,33 dans les régions rurales. L'observation la plus significative est cependant que l'inégalité du revenu a diminué dans le secteur agricole et se situe au même niveau que chez les familles non agricoles.

Bref, la distribution du revenu des familles agricoles canadiennes s'est améliorée de 1985 à 1995, comme le montre la baisse graduelle des mesures de l'inégalité du revenu. La distribution du revenu des familles agricoles ressemble de plus en plus à celle des familles non agricoles, comme l'illustre le rapprochement entre les valeurs des mesures de l'inégalité du revenu chez ces deux groupes. Les gains des familles non agricoles, en dépit d'une réduction de l'inégalité du revenu au cours de la période considérée, sont restés loin derrière ceux des familles agricoles. Pour expliquer cette évolution, nous examinerons l'inégalité du revenu selon l'âge, le type d'exploitation agricole et la province.

# Partie 6 : Répartition de l'inégalité de revenu

Pour expliquer certaines des variations observées au cours de la période 1985–1995 dans la répartition des revenus et l'inégalité de revenu dans le secteur agricole, nous nous intéressons à trois facteurs : âge, type d'exploitation et province.

## 6.1. Inégalité de revenu selon l'âge

Dans bon nombre d'études récentes sur l'inégalité de revenu au Canada et aux États-Unis, l'âge et le sexe apparaissent comme des facteurs importants contribuant aux variations de l'inégalité globale de revenu dans le temps et entre les pays. Finnie (1997), Zyblock (1996) et Zyblock et Tyrell (1997) se sont intéressés spécialement à l'évolution dans le temps de l'inégalité de revenu chez les hommes et chez les femmes de différents groupes d'âge. Tous ont constaté que, pendant les années 1980 et le début des années 1990, l'inégalité s'était creusée chez les hommes, en particulier chez les jeunes hommes, tandis qu'elle avait décrû chez les femmes. On constate le même phénomène aux États-Unis où les revenus des hommes se répartissent avec plus d'inégalité, et ceux des femmes, avec moins d'inégalité.

Ces variations s'expliquent par l'évolution structurelle du marché du travail, où la demande de travailleurs très qualifiés croît avec l'innovation technologique et la mondialisation. Cette évolution a été défavorable aux jeunes travailleurs (masculins). Simultanément, la croissance du secteur des services et la participation accrue des femmes à la population active (en raison de l'augmentation de leurs heures de travail, de l'élévation de leur niveau de scolarité et de leur arrivée dans des secteurs traditionnellement dominés par les hommes) ont conduit à une meilleure égalité de revenu parmi les travailleuses. Cependant, lorsqu'on examine l'inégalité globale, l'augmentation de l'inégalité de revenu chez les hommes est presque annulée par la relative stabilité de l'inégalité observée chez les femmes, de sorte que l'inégalité globale ne s'est accentuée que légèrement durant la période considérée.

L'incidence de l'âge sur l'inégalité de revenu peut s'expliquer par le cycle vital. Les jeunes travailleurs qui occupent des postes de premier échelon, sans expérience de travail ou compétences professionnelles, ont des revenus plus inégalement répartis. De même, les travailleurs âgés qui sont à la veille de la retraite ou déjà à la retraite, ont eux aussi des revenus inégalement répartis. Un examen de la documentation existante montre que les mêmes observations valent pour l'inégalité de revenu au Canada pendant les années 1980 et au début des années 1990.

Or, les revenus tirés d'un emploi ou d'un travail ne sont qu'une composante du revenu total. Des études sur l'inégalité de revenu des familles ont montré l'importance d'autres facteurs liés à la formation de la famille et aux sources de revenu familial. Le revenu familial, qui inclut les sources de revenu monétaire de tous les membres de la famille, est souvent nettement plus élevé que les gains (traitements et salaires) procurés par des activités rémunérées. Les études sur l'inégalité de revenu des familles, par exemple celles de Zyblock et Tyrell (1997), concluent que l'augmentation du nombre de familles monoparentales a pour effet d'accroître l'inégalité de revenu, tandis que la baisse du nombre de jeunes familles la fait diminuer.

Pour déterminer si l'âge a une incidence sur l'inégalité de revenu, notamment sur l'inégalité de revenu des familles du secteur agricole, il est important d'examiner cette inégalité en fonction de l'âge du chef de famille. Dans l'Enquête sur les finances des consommateurs, le partenaire masculin dans les familles époux-épouse est considéré comme le chef de famille quel que soit celui des partenaires qui, dans les faits, gère l'exploitation agricole. En raison de sa petite taille, l'échantillon des familles agricoles utilisé pour l'enquête ne peut être divisé qu'en trois groupes selon l'âge du chef de famille : 40 ans et moins, de 41 à 54 ans, et 55 ans et plus (tableaux 12 et 13). L'échantillon de chaque groupe d'âge est composé d'environ 350 à 500 familles. Nous examinons l'inégalité de revenu des familles, tant agricoles que non agricoles, pour montrer l'incidence de l'âge. Dans l'*Enquête sur les finances des consommateurs*, les données n'ont pas été ventilées selon le sexe, aussi la présente étude ne traitera-t-elle pas cet aspect.

Le tableau 12 montre la part de revenu, en pourcentage, touchée par chacun des déciles (10 p. 100) de familles (allant du plus bas revenu au plus haut). La comparaison entre familles agricoles et familles non agricoles révèle que le revenu était moins également réparti chez les premières que chez les deuxièmes en 1985. Cette répartition se manifeste par un plus grand écart entre les parts touchées par le décile le plus élevé et le plus bas, pour tous les âges (1 et 28 p. 100 pour les familles agricoles contre 3 et 24 p. 100 pour les familles non agricoles). Par groupe d'âge, le revenu familial des familles agricoles les plus jeunes (moins de 41 ans) était moins également réparti si l'on en juge par le plus large écart entre le décile inférieur et le décile supérieur (1 et 28 p. 100 pour les familles agricoles contre 2 et 23 p. 100 pour les familles non agricoles). On observe le même type de répartition pour les familles agricoles des deux autres groupes d'âge, comme en témoigne la distribution du revenu.

## Tableau 12 : Répartition du revenu selon l'âge du chef de famille dans les familles agricoles et non agricoles, en 1985 et en 1995

| (%) | 1985 | | | | | | | | 1995 | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Moins de 41 ans | | De 41 à 54 ans | | 55 ans et plus | | Tous les âges | | Moins de 41 ans | | De 41 à 54 ans | | 55 ans et plus | | Tous les âges | |
| | Agr. | Non agr. | Agr. | Non agr. | Agr. | Non agr. | Agr. | Non agr. | Agr. | Non agr. | Agr. | Non agr. | Agr. | Non agr. | Agr. | Non agr. |
| Decile 1 | 1 | 2 | 1 | 3 | 2 | 3 | 1 | 3 | 2 | 2 | 2 | 3 | 2 | 3 | 2 | 2 |
| Decile 2 | 4 | 4 | 4 | 5 | 4 | 5 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 | 4 |
| Decile 3 | 5 | 6 | 5 | 6 | 5 | 5 | 5 | 6 | 5 | 6 | 5 | 6 | 5 | 5 | 5 | 5 |
| Decile 4 | 6 | 7 | 6 | 7 | 6 | 6 | 6 | 7 | 6 | 7 | 6 | 7 | 6 | 7 | 6 | 7 |
| Decile 5 | 7 | 8 | 7 | 8 | 7 | 7 | 7 | 8 | 7 | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 |
| Decile 6 | 9 | 10 | 9 | 10 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 |
| Decile 7 | 10 | 11 | 11 | 11 | 10 | 10 | 11 | 11 | 10 | 11 | 11 | 11 | 10 | 11 | 10 | 11 |
| Decile 8 | 13 | 13 | 13 | 13 | 12 | 12 | 13 | 13 | 12 | 13 | 13 | 13 | 12 | 12 | 13 | 13 |
| Decile 9 | 17 | 16 | 17 | 15 | 16 | 15 | 17 | 15 | 16 | 16 | 16 | 15 | 16 | 15 | 16 | 16 |
| Decile 10 | 28 | 23 | 26 | 23 | 28 | 26 | 28 | 24 | 27 | 25 | 26 | 25 | 26 | 26 | 26 | 25 |
| CANADA | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 | 100 |

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, Totalisations spéciales, Statistique Canada.

On voit aussi au tableau 12 que l'inégalité de revenu des familles agricoles a diminué, en comparaison avec les familles non agricoles, pendant la période 1985–1995. En 1995, dans chaque décile, les familles agricoles ont reçu pratiquement les mêmes parts de revenu que les familles non agricoles. Les 10 p. 100 de familles agricoles situées au bas de l'échelle (décile 1) ont touché deux pour cent du revenu de toutes les familles, soit autant que les 10 p. 100 de familles non agricoles du même décile. De même, les 10 p. 100 de familles agricoles ayant le meilleur revenu (décile 10) ont reçu 26 p. 100 du revenu familial total et les familles non agricoles du même décile en ont perçu 25 p. 100. Ce resserrement de l'écart entre les parts touchées par les familles agricoles des deux déciles du haut et du bas de l'échelle (1 et 28 p. 100 en 1985, contre 2 et 26 p. 100 en 1995) reflète une amélioration de l'inégalité. En comparaison, l'écart entre les parts touchées par les familles non agricoles est resté plus ou moins le même pendant cette période, signe d'un changement minime dans l'inégalité de revenu.

Le tableau 13 montre des statistiques sur l'inégalité de revenu selon les groupes d'âge. En 1985, les familles agricoles (tous âges confondus) avaient un revenu moyen de 26 692 $, chiffre sensiblement inférieur à celui des familles non agricoles (29 494 $). En 1995, il existait toujours un écart, mais celui-ci avait nettement diminué (30 215 $ pour les familles agricoles, 31 035 $ pour les familles non agricoles). Toutefois, quand on examine le revenu familial en fonction de l'âge du chef de famille, on voit qu'il n'en a pas été de même pour les différents groupes d'âge. Fait le plus remarquable, en 1985, les familles agricoles dont le chef était âgé de 55 ans et plus déclaraient un revenu familial qui dépassait même le revenu des familles non agricoles (21 689 $ pour les familles agricoles, 20 912 $ pour les familles non agricoles). Par contre, les ménages agricoles dont le chef était âgé de moins de 41 ans déclaraient un revenu nettement inférieur (16 692 $) à celui des familles non agricoles (19 869 $). En outre,

pour les ménages dont le chef était une personne âgée de 41 à 54 ans, l'écart de revenu entre les familles agricoles et non agricoles était plus large (19 065 $ contre 23 814 $ respectivement).

**Tableau 13 : Mesures de l'inégalité de revenu chez les familles agricoles et les familles non agricoles en 1985 et en 1995**

| | Moins de 41 ans | | De 41 à 54 ans | | 55 ans et plus | | Tous les âges | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Agr. | Non agr. | Agr. | Non agr. | Agr. | Non agr. | Agr. | Non agr. |
| **1985** | | | | | | | | |
| Revenu moyen ($) | 16 692 | 19 869 | 19 065 | 23 814 | 21 689 | 20 912 | 26 692 | 29 494 |
| Revenu médian ($) | 13 203 | 17 731 | 15 406 | 21 412 | 16 999 | 16 999 | 21 541 | 25 803 |
| Taille de l'échantillon | 621 | 11 197 | 532 | 6 134 | 654 | 7 113 | 1 807 | 24 444 |
| N$^{bre}$ estimatif de familles (milliers) | 107 | 3 023 | 103 | 1 774 | 112 | 1 926 | 321 | 6 723 |
| Coefficient de Gini | 0,40 | 0,32 | 0,38 | 0,30 | 0,37 | 0,34 | 0,39 | 0,32 |
| Coefficient de variation | 0,75 | 0,58 | 0,70 | 0,55 | 0,72 | 0,65 | 0,74 | 0,60 |
| Indice d'entropie de Theil | 0,26 | 0,16 | 0,24 | 0,15 | 0,23 | 0,19 | 0,25 | 0,17 |
| Indice de Theil-Bernoulli | 0,33 | 0,18 | 0,28 | 0,16 | 0,24 | 0,19 | 0,29 | 0,18 |
| Indice exponentiel | 0,45 | 0,42 | 0,45 | 0,42 | 0,44 | 0,43 | 0,45 | 0,43 |
| Indice de polarisation de Foster-Wolfson | 0,38 | 0,29 | 0,39 | 0,27 | 0,35 | 0,33 | 0,37 | 0,30 |
| **1995** | | | | | | | | |
| Revenu moyen ($) | 32 603 | 30 068 | 28 744 | 32 001 | 29 727 | 31 167 | 30 215 | 31 035 |
| Revenu médian ($) | 26 045 | 26 224 | 23 691 | 27 649 | 24 899 | 26 345 | 24 840 | 26 753 |
| Taille de l'échantillon | 345 | 8 046 | 376 | 7 120 | 499 | 8 074 | 1 220 | 23 240 |
| N$^{bre}$ estimatif de familles (milliers) | 84 | 2 857 | 97 | 2 504 | 120 | 2 590 | 301 | 7 952 |
| Coefficient de Gini | 0,35 | 0,33 | 0,36 | 0,33 | 0,34 | 0,33 | 0,34 | 0,33 |
| Coefficient de variation | 0,68 | 0,62 | 0,68 | 0,61 | 0,66 | 0,63 | 0,67 | 0,62 |
| Indice d'entropie de Theil | 0,20 | 0,18 | 0,21 | 0,17 | 0,19 | 0,18 | 0,21 | 0,18 |
| Indice deTheil-Bernoulli | 0,21 | 0,18 | 0,24 | 0,19 | 0,20 | 0,19 | 0,21 | 0,19 |
| Indice exponentiel | 0,44 | 0,43 | 0,44 | 0,43 | 0,43 | 0,43 | 0,44 | 0,43 |
| Indice de polarisation de Foster-Wolfson | 0,34 | 0,31 | 0,36 | 0,30 | 0,31 | 0,31 | 0,36 | 0,31 |

Source : Enquête sur les finances des consommateurs, Totalisations spéciales, Statistique Canada.

Quand on regarde le revenu par groupe d'âge, on constate qu'en 1995 le revenu des familles agricoles les plus jeunes (moins de 41 ans) était devenu supérieur à celui des familles non agricoles (32 603 $ contre 30 068 $), mais que dans les deux autres groupes d'âge il était inférieur à celui des familles non agricoles (28 744 $ contre 32 001 $ pour les personnes de 41 à 54 ans, et 29 727 $ contre 31 167 $ pour celles qui étaient âgées de 55 ans et plus) (Tableau 13). Il semblerait que les jeunes chefs de famille agricole (hommes) aient moins eu à souffrir des transformations du marché du travail qui ont affecté tout particulièrement les jeunes salariés entre 1985 et 1995, ce qui expliquerait cet écart. Cependant les améliorations apportées à la politique des transferts sociaux de l'État à l'intention des personnes âgées durant cette période ont eu moins d'incidence sur les ménages agricoles que sur les ménages non agricoles. Les ménages agricoles ont probablement bénéficié davantage de la baisse des taux d'intérêt qui a réduit leurs remboursements d'emprunts en 1995.

Les statistiques sur l'inégalité de revenu, au tableau 13, montrent qu'en 1985 le revenu était moins également réparti chez les familles agricoles que chez les familles non agricoles, dans tous les groupes d'âge considérés. Par exemple, le coefficient de Gini relatif à la répartition du revenu était de 0,40 pour les ménages agricoles les plus jeunes (moins de 41 ans) contre 0,32 pour les ménages non agricoles. De même, pour les ménages d'âge moyen (de 41 à 54 ans), il était respectivement de 0,38 et de 0,30 pour les ménages agricoles et les ménages non agricoles. Pour les ménages âgés (55 ans et plus), il s'établissait respectivement à 0,37 et à 0,34 pour les familles agricoles et les familles non agricoles en 1985.

D'après les mesures de l'inégalité de revenu présentées dans le tableau pour l'ensemble des familles agricoles et non agricoles, on voit que la répartition du revenu des familles agricoles est devenue plus égale tandis qu'elle est restée semblable ou s'est détériorée dans le cas des familles non agricoles. Le coefficient de Gini relatif à la répartition du revenu de l'ensemble des familles agricoles est tombé de 0,39 à 0,34 de 1985 à 1995, tandis qu'il est passé de 0,32 à 0,33 pour les familles non agricoles. D'autres mesures de l'inégalité telles que le coefficient de variation, l'indice exponentiel et l'indice de polarisation de Foster-Wolfson ont toutes fléchi pendant cette période pour les familles agricoles, alors qu'elles ont augmenté ou sont restées les mêmes pour les familles non agricoles.

D'autres mesures de l'inégalité de revenu indiquent des résultats semblables : les coefficients de variation montrent que l'inégalité de revenu est plus grande parmi les familles agricoles que parmi les familles non agricoles (ceux des familles agricoles sont plus élevés pour tous les groupes d'âge). Par contre, en ce qui concerne les familles âgées, les valeurs mesurées de l'inégalité de revenu entre les familles agricoles et non agricoles montrent une différence inférieure aux chiffres obtenus pour les autres groupes d'âge. L'indice de polarisation de Foster-Wolfson montre aussi que le revenu des familles agricoles était légèrement plus polarisé que celui des familles non agricoles, la différence étant moindre entre les familles âgées des deux groupes.

Tous les groupes d'âge des familles agricoles ont connu une amélioration de la répartition et de l'inégalité de revenu : les familles les plus jeunes (chef âgé de moins de 41 ans) ont bénéficié de la plus forte amélioration, tandis que les familles dont le chef était âgé de 55 ans et plus ont enregistré des progrès appréciables. De 1985 à 1995, l'écart caractérisant la distribution des revenus entre les ménages agricoles les plus jeunes s'est réduit, passant de 1 et 28 p. 100 à 2 et 27 p. 100. Le coefficient de Gini relatif à ce groupe d'âge a reculé de 0,40 à 0,35 durant cette période. De même, cette mesure de l'inégalité du revenu a fléchi, tombant de 0,37 à 0,34 p. 100 chez les ménages dont le chef était une personne âgée (55 ans et plus).

Les familles agricoles ayant à leur tête un membre de la génération du babyboom (âgé de 41 à 54 ans) ont connu une moins bonne amélioration de l'inégalité de revenu (exprimée par la baisse du coefficient de Gini de 0,38 en 1985 à 0,36 en 1995). Les autres mesures de l'inégalité confirment cette évolution pour les divers groupes d'âge.

À titre de comparaison toutefois, la distribution et l'inégalité de revenu de toutes les familles non agricoles ayant à leur tête une personne âgée de moins de 41 ans se sont légèrement accentuées de 1985 à 1995, à en juger par le coefficient de Gini qui est passé de 0,32 à 0,33, et par l'écart entre les déciles du haut et du bas de l'échelle qui s'est légèrement élargi. Pour les ménages non agricoles ayant à leur tête un babyboomer (de 41 à 54 ans), les coefficients de Gini ont accusé une augmentation plus marquée, passant de 0,30 à 0,33 au cours de la période considérée, ce qui reflète une détérioration de la répartition du revenu. Seuls les ménages non agricoles âgés ont connu une amélioration, quoique modeste, de l'inégalité de revenu (baisse de 0,34 à 0,33).

## 6.2. Inégalité de revenu selon le type d'exploitation agricole

Dans la présente partie, nous examinons l'inégalité de revenu chez les familles associées à six types d'exploitations agricoles (bovins laitiers, bovins à viande, porcs, volailles et œufs, pommes de terre, céréales et oléagineux) qui occupent une large place dans la production agricole du Canada. De 1991 à 1994, près de 40 p. 100 des familles agricoles canadiennes produisaient des céréales et des oléagineux, environ 30 p. 100 des bovins à viande, entre 13 p. 100 et 14 p. 100 du lait, environ 4 p. 100 des porcs, environ 1 p. 100 des volailles et des œufs, et 1 p. 100 des pommes de terre.

Le tableau 14 présente le revenu moyen de la famille agricole et les mesures de l'inégalité par type d'exploitation sur une période de cinq ans allant de 1991 à 1995. Contrairement aux données sur le revenu agricole dont il a été question plus haut, les données du tableau 14 sont tirées du projet Base de données complètes sur les exploitations agricoles. Il y a des différences importantes entre la méthodologie et les définitions des données de ces deux sources. En effet, les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs portent sur toutes les familles agricoles dont un membre déclare un certain revenu agricole net. Quant aux données de la Base de données complètes, elles portent uniquement sur les familles déclarant un revenu agricole brut de 10 000 $ ou plus en ce qui concerne les exploitations non constituées en société, et de 25 000 $ ou plus en ce qui a trait aux exploitations constituées en société.

En outre, le revenu agricole net déclaré, tiré de l'Enquête sur les finances des consommateurs, est le revenu après amortissement, tandis que les données présentées ci-après, qui sont tirées de la Base de données complètes sur les exploitations agricoles, se rapportent au revenu agricole avant amortissement. L'amortissement peut ne pas être un facteur important et ne représenter qu'une faible part du revenu familial total pour les familles vivant sur une petite exploitation; par contre, dans les grandes exploitations, l'importance de l'amortissement croît avec la valeur des actifs immobilisés. La répartition du revenu par décile sera par conséquent bien différente puisque le revenu familial après amortissement des actifs agricoles sera moins élevé pour les familles se situant en haut de l'échelle des revenus.

Néanmoins, quand on examine la répartition du revenu par type d'exploitation, on discerne un début d'explication sur les raisons de l'inégalité de revenu chez les familles agricoles pendant la période allant de 1991 à 1995.

**Tableau 14 : Revenu moyen de la famille agricole et coefficient de Gini selon le type d'exploitation agricole, de 1991 à 1995**

| Type d'exploitation agricole | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 |
|---|---|---|---|---|---|
| Tous types confondus | | | | | |
| Revenu moyen ($) | 26 206 | 26 601 | 27 659 | 28 762 | 30 500 |
| Coefficient de Gini | 0,401 | 0,379 | 0,386 | 0,385 | 0,397 |
| Produits laitiers | | | | | |
| Revenu moyen ($) | 25 354 | 25 912 | 26 010 | 27 102 | 28 625 |
| Coefficient de Gini | 0,339 | 0,340 | 0,345 | 0,328 | 0,335 |
| Bovins | | | | | |
| Revenu moyen ($) | 24 141 | 24 846 | 25 858 | 25 583 | 26 321 |
| Coefficient de Gini | 0,458 | 0,413 | 0,439 | 0,443 | 0,460 |
| Porcs | | | | | |
| Revenu moyen ($) | 19 877 | 21 743 | 21 829 | 20 276 | 21 895 |
| Coefficient de Gini | 0,422 | 0,393 | 0,389 | 0,434 | 0,432 |
| Volailles et œufs | | | | | |
| Revenu moyen ($) | 32 949 | 30 356 | 31 704 | 31 434 | 29 735 |
| Coefficient de Gini | 0,372 | 0,372 | 0,369 | 0,374 | 0,377 |
| Pommes de terre | | | | | |
| Revenu moyen ($) | 27 441 | 27 745 | 29 569 | 35 392 | 32 264 |
| Coefficient de Gini | 0,434 | 0,405 | 0,398 | 0,385 | 0,367 |
| Céréales et oléagineux | | | | | |
| Revenu moyen ($) | 28 096 | 28 587 | 30 362 | 32 876 | 34 810 |
| Coefficient de Gini | 0,369 | 0,344 | 0,344 | 0,341 | 0,352 |

Source : Base de données complètes sur les exploitations agricoles, Statistique Canada.

Les familles associées à trois de ces six types d'exploitation (volailles et œufs, pommes de terre, céréales et oléagineux) avaient constamment un revenu moyen supérieur à la moyenne de tous les types d'exploitations sauf en 1995, année durant laquelle le revenu moyen des producteurs de volailles et d'œufs a été légèrement inférieur. Dans les secteurs du lait, des bovins à viande et des porcs, le revenu familial moyen était moins élevé que la moyenne. Par contre, on note que pendant la période considérée, les niveaux les plus élevés d'inégalité de revenu touchaient les éleveurs de bovins et de porcs, chez qui l'indice d'inégalité était constamment supérieur à la moyenne de toutes les familles agricoles. Il en allait tout autrement pour les exploitations produisant du lait et des céréales et oléagineux, où l'inégalité de revenu était la plus basse. Bien que les exploitations avicoles (volailles et œufs) aient affiché le plus haut revenu moyen par famille, l'inégalité de revenu associée à ces productions était

faible comparée à ce qu'elle était pour l'ensemble du secteur agricole. En ce qui concerne les producteurs de pommes de terre, le niveau d'inégalité de revenu était relativement élevé de 1991 à 1993, mais il a considérablement diminué en 1994 et 1995.

Ahearn, Perry et El-Osta (1993) ont examiné le revenu des agriculteurs des États-Unis et ont conclu que les ménages associés à de petites exploitations avaient un coefficient de Gini plus faible que les autres groupes classés en fonction de la taille de l'exploitation. Cette inégalité de revenu plus faible tiendrait, selon ces auteurs, à ce que les petites exploitations ont en général une gamme plus restreinte de possibilités de revenu. En outre, l'inégalité de revenu de source agricole était le principal facteur de l'inégalité de revenu parmi les ménages agricoles. À mesure que l'exploitation prend de l'importance, le coefficient de Gini augmente. Il se peut que la même situation existe au Canada, mais le calcul des coefficients de Gini en fonction de la taille de l'exploitation dépasse le cadre du présent rapport.

Pendant la période 1991–1995, l'inégalité de revenu parmi les familles agricoles a peu évolué. Les familles associées à deux types de production (bovins à viande et porcs) avaient des indices d'inégalité constamment et sensiblement supérieurs à la moyenne pour tous les types de production agricole. L'écart observé entre les divers types d'exploitations pourrait s'expliquer en partie par les différences affectant la structure de production agricole et par le recours plus ou moins systématique à une source de revenu non agricole de la part des familles ayant des types d'exploitations différents. C'est toutefois un aspect de l'analyse qui déborde du cadre du présent rapport et qui pourrait faire l'objet d'une autre recherche.

## 6.3. Inégalité de revenu selon la province

Il serait utile de mesurer le degré de l'inégalité de revenu agricole à l'échelle provinciale durant la période 1991–1995. Il serait particulièrement intéressant de savoir si le degré d'inégalité a évolué pendant cette période et si l'évolution s'est faite dans le même sens que pour l'ensemble des autres secteurs de la province; à partir de comparaisons interprovinciales, on pourrait aussi voir dans quelle mesure l'inégalité touche une province plus ou moins qu'une autre.

Le tableau 15 montre des écarts considérables entre les provinces pour ce qui est de l'inégalité de revenu des familles agricoles pendant la période 1991–1995. En Colombie-Britannique, au Manitoba et en Nouvelle-Écosse, elle a augmenté chaque année de 1993 à 1995. L'Alberta a également enregistré une croissance de l'inégalité, bien que celle-ci soit restée au même niveau en 1993 et 1994. En ce qui concerne les familles agricoles de l'Ontario, l'écart entre les revenus a diminué entre 1991 et 1994, mais il s'est accru un peu en 1995. À l'Île-du-Prince-Édouard et en Saskatchewan, l'inégalité a connu une fluctuation considérable : en Saskatchewan, elle a diminué entre 1991 et 1993, puis elle s'est accrue de 1994 à 1995; à l'Île-du-Prince-Édouard, elle a baissé en 1992, s'est accrue en 1993, a diminué en 1994, puis s'est accrue de nouveau en 1995. Le Nouveau-Brunswick et le Québec ont connu pratiquement les mêmes variations que l'Île-du-Prince-Édouard.

Des neuf provinces à l'étude, la Colombie-Britannique et l'Alberta ont toujours affiché les plus hauts niveaux d'inégalité de revenu chez les familles agricoles pendant la période 1991 à 1995, les coefficients de Gini se situant chaque année très loin au-dessus de la moyenne nationale de revenu des familles agricoles. En ce qui concerne les autres provinces, les comparaisons entre les coefficients de Gini sont ambiguës en ce sens qu'il n'y a pas de continuité claire dans le classement des provinces les unes par rapport aux autres. Par exemple,

chaque année de 1991 à 1995, le rang occupé par le Manitoba a varié, passant du troisième au septième rang, avec un coefficient de Gini inférieur au niveau national. En Ontario, l'indice d'inégalité de revenu a valu à cette province un rang relativement élevé (variant du quatrième au septième) parmi les provinces, mais son niveau d'inégalité de revenu était inférieur à la moyenne nationale chaque année, sauf en 1992 où il a été légèrement supérieur.

La Saskatchewan a connu en 1993 le plus faible niveau d'inégalité de revenu des familles agricoles et elle s'est classée au troisième rang des provinces ayant le plus faible niveau d'inégalité en 1992, 1994 et 1995; pour chaque année de la période considérée, son coefficient de Gini a été inférieur au niveau national. En outre, le Québec a affiché le plus faible niveau d'inégalité de revenu des familles agricoles en 1991, 1994 et 1995; en 1992 et en 1993, il s'est classé quatrième et deuxième respectivement. Dans les provinces de l'Atlantique (Nouvelle-Écosse, Île-du-Prince-Édouard et Nouveau-Brunswick), l'indice d'inégalité de revenu a subi des variations considérables, mais ce ne sont pas ces provinces qui ont eu le plus haut niveau d'inégalité de revenu, constatation qui va à l'encontre des résultats de Finnie (1998).

**Tableau 15 : Coefficients de Gini par province, familles agricoles,[a] de 1991 à 1995**

| Provinces[b] | 1991 | 1992 | 1993 | 1994 | 1995 |
|---|---|---|---|---|---|
| Île-du-Prince-Édouard | 0,386 | 0,372 | 0,394 | 0,343 | 0,383 |
| Nouvelle-Écosse | 0,368 | 0,321 | 0,361 | 0,387 | 0,389 |
| Nouveau-Brunswick | 0,402 | 0,345 | 0,415 | 0,382 | 0,351 |
| Québec | 0,346 | 0,353 | 0,357 | 0,340 | 0,333 |
| Ontario | 0,397 | 0,383 | 0,373 | 0,372 | 0,389 |
| Manitoba | 0,373 | 0,363 | 0,368 | 0,376 | 0,394 |
| Saskatchewan | 0,378 | 0,347 | 0,343 | 0,348 | 0,352 |
| Alberta | 0,435 | 0,386 | 0,428 | 0,428 | 0,441 |
| Colombie-Britannique | 0,464 | 0,437 | 0,451 | 0,460 | 0,469 |
| CANADA | 0,401 | 0,379 | 0,386 | 0,385 | 0,397 |

a. Les coefficients de Gini sont fondés sur le revenu des familles agricoles.
b. La province de Terre-Neuve ne figure pas dans le tableau à cause de la petite taille de son échantillon de familles agricoles.

Source : Base de données complètes sur les exploitations agricoles.

Il ressort clairement de ces données que dans toutes les provinces, l'inégalité de revenu persiste parmi les familles agricoles. L'inégalité est la plus prononcée en Alberta et en Colombie-Britannique où les coefficients de Gini sont nettement supérieurs au niveau national, agricole et non agricole. Dans les autres provinces, c'est au Nouveau-Brunswick que le niveau d'inégalité de revenu des familles agricoles a été le plus élevé en 1991 et 1993; l'Ontario a dépassé le niveau national en 1992, ce qui a également été le cas de l'Île-du-Prince-Édouard en 1993 et de la Nouvelle-Écosse en 1994. En ce qui concerne l'ensemble des

provinces, les données de Finnie montrent que l'inégalité des gains a été moins grande que l'inégalité de revenu des familles agricoles en 1991, mais qu'elle a été plus élevée les années suivantes.

Les différences que l'on observe entre les provinces dans l'inégalité de revenu des familles agricoles pourraient peut-être s'expliquer en partie par la concentration inégale des divers types d'exploitations agricoles dans les provinces ainsi que par l'accès à un emploi extra-agricole qui, dans bien des cas, dépend de l'importance de l'urbanisation. Par exemple, l'élevage est concentré dans toutes les provinces et entre pour une part importante dans la composition du revenu de tous les agriculteurs. La production laitière est concentrée au Québec et en Ontario, les pommes de terre à l'Île-du-Prince-Édouard, au Manitoba et au Nouveau-Brunswick, les céréales et les oléagineux dans les provinces des Prairies et en Ontario, et les œufs et les volailles principalement en Ontario et au Québec. Grosso modo, presque toutes les provinces produisent les cultures et les animaux mentionnés ci-dessus, mais à des degrés divers de concentration. Il est difficile de parler isolément de l'importance du rôle joué par la part de revenu tirée des productions végétales et animales dans les différents degrés d'inégalité de revenu agricole selon les provinces.

L'inégalité de revenu qui caractérise le secteur des productions animales a pu contribuer au niveau relativement élevé d'inégalité de revenu agricole existant en Alberta et, dans une moindre mesure, en Colombie-Britannique, mais il convient de signaler que les activités extra-agricoles constituaient une source de revenu plus importante pour les familles de la Colombie-Britannique (plus de 80 p. 100), de l'Alberta (plus de 70 p. 100), de l'Ontario (plus de 70 p. 100) et de Terre-Neuve (plus de 70 p. 100). Ce type de revenus tenait une place moins importante pour les familles agricoles du Québec, de l'Île-du-Prince-Édouard et du Manitoba. On pourrait conclure que l'inégalité du revenu agricole entre les provinces s'explique en grande partie par des différences de revenu extra-agricole et, dans une moindre mesure, par la concentration des divers types d'exploitation, mais il est bien évident qu'une telle affirmation se fonderait sur une observation superficielle des données. L'inégalité de revenu des familles agricoles selon les provinces pourrait être attribuable à d'autres facteurs tels que l'âge et le sexe. Un complément de recherche est donc nécessaire pour déterminer quels sont les facteurs qui influencent les niveaux d'inégalité de revenu agricole d'une province à l'autre.

# Partie 7 : Conséquences sur le plan des politiques

Il est raisonnable de supposer que l'aide publique à l'agriculture, en particulier l'aide prenant la forme de dépenses de programmes et de transferts, a contribué à réduire l'écart qui caractérisait l'inégalité des revenus des familles agricoles et des familles non agricoles.

Les gouvernements ont maintes fois révisé leurs politiques agricoles au fil des années. L'appui provenant du gouvernement fédéral était important pendant les années 1980, mais il a nettement diminué depuis 1991. Pour la seule année 1986, cette aide totalisait 2,5 milliards de dollars en prestations directes aux producteurs agricoles ainsi qu'en programmes de soutien du revenu et de stabilisation des prix, d'assurance-récolte, de mesures spéciales et de réduction des coûts, d'aide financière et d'aide à l'entreposage et au transport. En 1995, elle n'était plus que de 1,1 milliard de dollars. Comme les dépenses de programmes sont incluses dans le revenu agricole, le fléchissement du niveau d'aide s'est sans aucun doute répercuté sur les familles agricoles en général.

Le gouvernement fédéral a réussi à instaurer une plus grande discipline sur le marché agricole à la faveur des engagements qu'il a pris sur la scène internationale devant l'Organisation mondiale du commerce. Mais la conjoncture internationale favorise une réduction de l'appui à l'agriculture. Dans certains cas, cette réduction pourrait occasionner des difficultés aux familles agricoles dont les avoirs sont relativement modestes et dont les productions agricoles sont la principale source de revenu. Par ailleurs, étant donné que les producteurs n'ont pas d'autre choix que de s'adapter aux règles du marché, on pourrait assister à une augmentation de l'efficacité qui se traduira par une progression des revenus.

La politique fiscale est un autre aspect important. Comme outil de changement de fond, elle pourrait être employée pour améliorer ou pénaliser le revenu des familles agricoles par son incidence directe sur les revenus agricoles. Les réductions d'impôts entraînent normalement une augmentation des revenus agricoles, et les augmentations d'impôts ont normalement l'effet contraire, toutes choses étant égales par ailleurs.

Le programme qui contribue peut-être le plus à réduire l'inégalité de revenu chez les familles agricoles est celui des transferts sociaux de l'État, par exemple le Régime de pensions du Canada (RPC) ou le Régime des rentes du Québec (RRQ) et la sécurité de la vieillesse. Quelque 90 p. 100 des familles agricoles ont touché une forme ou une autre de transfert social

en 1995, ce qui met en relief leur dépendance à l'égard de cette forme de soutien. Toute modification de la politique touchant les transferts sociaux de l'État devra prendre en compte l'incidence possible sur les familles agricoles.

Plus de 68 p. 100 des familles agricoles rurales touchent des revenus d'un emploi ou d'une activité extra-agricole. L'emploi ou le travail extérieur constitue pour la famille agricole une source importante de revenu lui permettant d'accroître son capital et de réduire sa vulnérabilité face aux fluctuations importantes des prix des denrées agricoles et du revenu agricole net. C'est également un important moyen d'accroissement de l'éducation et donc du revenu d'emploi total. À long terme, l'amélioration de l'accès aux programmes d'éducation et de formation devrait réduire l'inégalité en permettant aux personnes travaillant sur l'exploitation et en dehors d'obtenir une meilleure rémunération.

# Partie 8 : Résumé

Selon les auteurs qui en ont traité, l'inégalité du revenu est un élément important du contexte social canadien et américain, la demande croissante d'une main-d'œuvre qualifiée constituant un facteur essentiel aux États-Unis. Ce sont des facteurs de nature institutionnelle et liés à l'offre qui ont contribué à l'inégalité du revenu dans les deux pays. Au Canada, les jeunes travailleurs masculins ont été les plus touchés, alors que le revenu des femmes et des hommes plus âgés s'est quelque peu amélioré.

Le présent document révèle que l'inégalité du revenu touche autant les familles agricoles que non agricoles. Traditionnellement, l'inégalité du revenu était plus marquée dans les familles agricoles que non agricoles, mais l'écart entre les deux groupes s'est considérablement rétréci au cours de la période qui va de 1985 à 1995. Ce rétrécissement tient en grande partie au fait que le bien-être des familles agricoles s'est amélioré au cours de cette période, contrairement à celui des familles non agricoles. La question de la polarisation du revenu revêt peu d'intérêt dans le cas de ces deux groupes, même si elle s'est légèrement accentuée pour les familles non agricoles. Du point de vue historique, l'inégalité du revenu des familles agricoles telle que mesurée par le coefficient de Gini a chuté brutalement depuis 1971, passant de plus de 0,46 cette année-là à 0,34 en 1995. Il est vrai que le tableau pourrait être différent si l'on analysait les plus récentes données sur l'évolution des marchés mondiaux des produits et du revenu agricole. Mais la présente discussion porte uniquement sur la période 1985–1995.

Cette étude montre que l'inégalité de la répartition du revenu a moins touché l'ensemble des familles agricoles en 1995 qu'en 1985 et que l'écart dans l'inégalité de revenu entre les familles agricoles et non agricoles s'est considérablement rétréci. L'indice de polarisation de Foster-Wolfson, qui mesure la notion de « classe moyenne en voie de disparition », révèle que le nombre de familles agricoles à tous les échelons de répartition de revenu (supérieur, médian, inférieur) n'a pas changé. Cependant, le nombre des familles non agricoles dans la fourchette médiane a baissé au cours de la période à l'étude. Ces résultats corroborent les constatations des précédentes études canadiennes sur l'inégalité de revenu. Historiquement, les coefficients de Gini qui remontent à 1971 indiquent également une amélioration constante (fléchissement) de l'inégalité de revenu des familles agricoles.

Le revenu moyen des familles agricoles rurales était généralement inférieur à celui des familles urbaines. Cependant, l'écart entre les deux s'est sensiblement réduit et n'était plus que d'environ 7 p. 100. Dans certaines régions du pays, les familles agricoles rurales ont déclaré un revenu supérieur à celui des familles non agricoles rurales; ce fut le cas dans les

provinces de l'Atlantique entre 1985 et 1991, et en 1993, ainsi qu'en Ontario et dans les Prairies en 1995; au Québec et en Colombie-Britannique, elles ont toutefois déclaré un revenu inférieur à celui de leurs homologues non agricoles rurales.

On a constaté des niveaux d'inégalité de revenu beaucoup plus élevés dans certains types d'exploitation (particulièrement les élevages de bovins à viande et de porcs et les producteurs de pommes de terre), et moins élevés dans d'autres (fermes laitières, producteurs de céréales et d'oléagineux). Cette différence s'explique peut-être par la structure de ces fermes et par l'accès des agriculteurs et de leurs familles à des revenus extra-agricoles. Cependant il faudra poursuivre les recherches pour cerner les liens qui existent entre l'inégalité du revenu des familles agricoles et d'autres variables.

À l'échelon régional, les plus hauts niveaux d'inégalité des familles agricoles s'observent en Colombie-Britannique et en Alberta, et les plus bas au Québec et au Manitoba. Les différences observées s'expliquent en grande partie par la concentration de certains types d'exploitation dans certaines provinces (p. ex. il y a davantage d'élevages de bovins à viande en Alberta). Il faudra également mener d'autres recherches à ce sujet pour cerner les liens existants.

L'âge et le sexe sont des facteurs déterminants de l'inégalité de revenu dans la population en général; ils sont cependant moins importants dans le secteur agricole. En examinant les ménages selon l'âge de leur chef, on constate que tous les ménages agricoles ont connu une amélioration au chapitre de la répartition et de l'inégalité du revenu, les groupes les plus jeunes (moins de 41 ans) ayant obtenu les meilleurs résultats, suivis par le groupe des 55 ans et plus. L'écart entre les parts de revenu qui reviennent aux déciles inférieur et supérieur des jeunes ménages agricoles est passé de 1 et 28 p. 100 en 1985 à 2 et 27 p. 100 en 1995. Pendant cette période, les coefficients de Gini ont aussi baissé pour ce groupe d'âge et pour les ménages dont le chef avait 55 ans et plus. Les familles dont le chef est un « babyboomer » (41 à 54 ans) ont connu une moins grande amélioration en ce qui a trait à l'inégalité du revenu (selon le coefficient de Gini, elle a chuté de 0,38 à 0,36). D'autres mesures d'inégalité de revenu confirment ces tendances pour les différents groupes d'âge.

En conclusion, le document révèle que si l'inégalité du revenu est une condition qui touche à la fois les familles agricoles et non agricoles, les familles agricoles ont, de façon générale, réduit en grande partie l'écart qui les séparait de leurs vis-à-vis non agricoles, à tel point qu'il est difficilement perceptible. Il y a bien des différences selon la région et le sexe qui sous-tendent l'effet différentiel de l'inégalité du revenu, mais il est difficile d'en cerner les causes. Il faudra mener d'autres études pour déterminer les liens qui existent entre l'inégalité du revenu agricole et les facteurs (revenu extra-agricole, type et structure de l'exploitation agricole, actif de l'agriculteur) qui agiraient sur l'ampleur de l'écart touchant l'inégalité du revenu entre les familles agricoles et non agricoles canadiennes à l'échelle nationale et régionale.

# Bibliographie


AGRICULTURE ET AGROALIMENTAIRE CANADA. « Source of Farm Family Income for Safety Net Analysis », Ottawa (Ontario), 1997.

AHEARN, M., Janet PERRY et Hisham EL-OSTA. « The Economic Well-Being of Farm Operator Households », Washington (D.C.), United States Department of Agriculture, 1993.

ATKINSON, A.B. « On the Measurement of Inequality », Journal of Economic Theory 2, 1970, p. 231–236.

BEACH, C.M., G.A. SLOTSVE et François VAILLANCOURT. « Inequality and Polarization of Earnings in Canada, 1981 to 1992 », présenté dans le cadre de la Conférence inaugurale du Réseau canadien international du travail, du 4 au 7 septembre 1996, Burlington (Ontario), 1996.

BEACH, C.M. et G.A. SLOTSVE. « Polarization of Earnings in the Canadian Labour Market », publié sous la direction de T. Courchene, Stabilization, Growth and Distribution: Linkages in the Knowledge Era, Kingston (Ontario), 1994, Queen's University, John Deutsch Institute for the Study of Economic Policy.

BERMAN, E., J. BOUND et Z. GRILICHES. « Changes in the Demand for Skilled Labour Within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers », Quarterly Journal of Economics 109, mai 1994, p. 367–398.

BOLLMAN, R.D. « Off-Farm Work by Operators of Canadian Census-Farms—1971 », Canadian Farm Economics 8, 6, 1973, p. 1–5.

BOLLMAN, R.D. et P. SMITH. « Fonctions nouvelles du revenu hors ferme au Canada », compte rendu de la Conférence des perspectives agricoles canadiennes, décembre 1987, Ottawa (Ontario), 1987.

BOUND, J. et G. JOHNSON. « Changes in the Structure of Wages in the 1980s: An Evaluation of Alternative Explanations », American Economic Review 82, 1992, p. 371–392.

BOURGOGNE, D. « Inégalité des revenus des ménages agricoles, ruraux et urbains pour 1981 et 1990 », Bulletin d'analyse agricole no 42, Ottawa (Ontario), Agriculture et Agroalimentaire Canada, 1992.

CONSEIL ÉCONOMIQUE DU CANADA. « Tertiarisation et polarisation de l'emploi », Ottawa (Ontario), Approvisionnements et Services Canada, 1991.

DARCOVICH, W., J. GELLNER et D. LEUNG. « Revenus des familles agricoles en 1975 », Agriculture Canada, Ottawa (Ontario), mai 1979.

DARCOVICH, W. et M. MOUELHI. « Revenus d'exploitation et d'appoint des familles agricoles, 1973 », Agriculture Canada, Ottawa (Ontario), juin 1976.

DAVEY, B.H., Z.A. HASSAN et W.F. LU. « Revenus agricoles et non agricoles des familles agricoles au Canada, 1971 », Agriculture Canada, Ottawa (Ontario), octobre 1974.

DAVIES, J.B. « Wealth Inequality and Age », London (Ontario), Department of Economics, University of Western Ontario, 1996.

DROLET, M. et René MORISSETTE. « Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens? », Direction des études analytiques, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), 1997, Documents de recherche no 104.

ECONOMIC REPORT OF THE PRESIDENT. « Inequality and Economic Rewards », Washington (D.C.), 1997, p. 163–187.

« Equality and Prosperity: Finding Common Ground », publié sous la direction de Robson, W.B.P. et William Scarth. Toronto (Ontario), Institut C.D. Howe, 1996.

FIARCHUK, R., Y. BEAULIEU, S. WOOD et D. BOLTON. « Un profil de l'emploi dans le scteur agroalimentaire », Ottawa (Ontario), Agriculture et Agroalimentarie Canada, 1997, n° 1–97.

FINNIE, R. « Stasis and Change: Trends in Individuals' Earnings and Inequality in Canada 1982–92 », Canadian Business Economics, automne 1997, p. 84–106.

FINNIE, R. « Différences entre les provinces sur le plan de l'inégalité des grains de 1982 à 1994 », Observateur économique canadien, février 1998, 3.1–3.12.

FOOT, D. Entre le boom et l'écho, Montréal (Québec), Boréal, c1996, 1996.

JENKINS, G. « The Measurement of Income Inequality », publié sous la direction de Lars Osberg, Economic Inequality and Poverty: International Perspectives, Armonk (NY), M.E. Sharpe, 1991.

JUHN, C., K.M. MURPHY et B. PIERCE. « Wage Inequality and the Rise in Returns of Skill », Journal of Political Economy 101, 3, 1993, p. 410–442,

KAKWANI, N.C. « Applications of Lorenz Curves in Economic Analysis », Econometrica 45, 3, avril 1977, p. 719–727.

KATZ, L.F. et K.M. MURPHY. « Changes in Relative Wages, 1963–87: Supply and Demand Factors », Quarterly Journal of Economics 107, 1, 1992, p. 35–78.

LEVY, F. et R.J. MURNANE. « U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanations », Journal of Economic Literature 30, septembre 1992, p. 1333–1381.

MISHRA, A.K. et B. GOODWIN. « Farm Income Variability and the Supply of Off-Farm Labour », American Journal of Agricultural Economics 79, 3, août 1997, p. 880–887.

MORISSETTE, R., J. MYLES et G. PICOT. « L'inégalité des gains au Canada: le point sur la situation », Documents de recherche no 60, Ottawa (Ontario), Statistique Canada, Direction des études analytiques, 1993.

MURPHY, K.M., et F. WELCH. « Inequality and Relative Wages », American Economic Review 83, 2, 1993, p. 104–110.

O'NEIL, D. « Education and Income Growth: Implications for Cross-Country Inequality », Journal of Political Economy 103, 6, 1995, p. 1289–1301.

PICOT, G. « The Changing Economic Positions of Young Families and Children: The Impact of Declining Earnings, the Tansfer System, and Changing Demographics », présenté dans le cadre de la Conférence sur la croissance économique et l'inégalité, les 17 et 18 mars, Sudbury (Ontario), Université Laurentienne, 1995.

PICOT, G. « Working Time, Wages and Earnings Inequality Among Men and Women in Canada, 1981 to 1993 », présenté dans le cadre de la Conférence inaugurale du Réseau canadien international du travail, du 4 au 7 septembre, Burlington (Ontario), 1996.

PICOT, G. « What Is Happening to Earnings Inequality in Canada in the 1990s? », Canadian Business Economics, automne 1997, p. 65–83.

PORTEOUS, W.L. « Outlook for Canadian Farm Income Levels », présenté dans le cadre de la Conférence des perspectives de l'agriculture canadienne, Ottawa (Ontario), Agriculture Canada, 1974.

RIDDELL, C.W. « Human Capital Formation in Canada: Recent Developments and Policy Responses », publié sous la direction de K.G. Banting et C.M. Beach, Labour Market Polarization and Social Policy Reform, Kingston (Ontario), 1995, Université Queen, School of Policy Studies.

SHAW, P. « Canadian Farm and Non-Farm Family Incomes », American Journal of Agricultural Economics 61, 4, p. 676–682.

STATISTIQUE CANADA. « Répartition du revenu au Canada selon la taille du revenu », Ottawa (Ontario), Statistique Canada, 1996, n° 13-207-XPB au catalogue.

STIGLER, G. La théorie des prix, Paris, Dunod, c.1976, 1980.

VERA-TOSCANO, E. « The Determinants of Women Labour Market Participation in Rural Areas of Canada: Evidence from the Survey of Labour and Income Dynamics (SLID) », présenté dans le cadre de la Conférence économique les 23 et 24 mars 1999, « Probing the New Economic Realities », Statistique Canada, Ontario, 1999.

WOLFSON, M. et B. MURPHY. « Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis », Direction des études analytiques, Ottawa (Ontario), Statistique Canada, 1997.

WOLFSON, M.C. « Mesures d'inégalité divergentes: théorie, résultats empiriques et recommandations », Direction des études analytiques, Ottawa (Ontario), Statistique Canada, 1997.

ZYBLOCK, M. « Inégalité et bipolarisation des revenus des particuliers : une étude des tendances de sous-groupes de population au Canada, 1981 à 1993 », Ottawa (Ontario), Statistique Canada , novembre 1996.

ZYBLOCK, M. et Iain TYRELL. « Decomposing Family Income Inequality in Canada, 1981–1993 », Canadian Business Economics, automne 1997, p. 108–119.

# Glossaire

***Chef de famille :*** Dans les familles époux-épouse, on considère que le chef est l'époux. Dans les familles monoparentales (FM), c'est le parent sans enfant(s) marié(s) qui est le chef et, dans le cas des FM avec enfants mariés, ce titre appartient au membre qui est la principale source de soutien familial. Dans les FM où les liens entre membres sont autres qu'époux-épouse ou parent-enfant, c'est l'aîné(e) de la famille que l'on considère comme le chef.

***Famille agricole :*** Famille économique ayant déclaré un certain revenu agricole net (positif ou négatif) au cours de l'année.

***Famille économique :*** Groupe de personnes qui habitent le même logement et qui sont apparentées par le sang, le mariage (y compris le concubinage) ou l'adoption. La famille économique englobe les familles époux-épouse et les familles monoparentales, y compris les fils ou les filles mariés, mais non les personnes seules. Les familles économiques se rattachent au concept d'unité de dépense; dans le recensement, on définit la famille de façon plus restrictive.

***Famille monoparentale :*** Famille dont le chef est un parent seul et où les enfants sont apparentés par le sang, le mariage ou l'adoption.

***Famille rurale :*** Famille économique résidant dans une région où la population est inférieure à 1 000 habitants (petites villes ou villages) et où la densité démographique est de moins de 400 personnes par kilomètre carré.

***Famille urbaine :*** Famille économique qui habite une petite ou une grande ville dont la population dépasse 1 000 habitants ou une région où la densité démographique est supérieure à 400 personnes par kilomètre carré.

***Inégalité de revenu :*** De façon générale, dans le cadre des études sur l'inégalité de revenu, on cherche à déterminer si la part de revenu que touchent les travailleurs au bas et au sommet de l'échelle de revenu a changé.

***Polarisation :*** Opération par laquelle on détermine si le nombre de travailleurs présents dans diverses composantes de l'échelle a changé. La polarisation s'accentuera si la proportion de travailleurs se situant au bas ou au sommet de l'échelle augmente et si celle des travailleurs se situant au milieu de l'échelle diminue.

***Région rurale :*** Dans le cadre de l'Enquête sur les finances des consommateurs, où les données sur le revenu sont recueillies en fonction de la taille de la région de résidence, on entend par région rurale une région où la population est inférieure à 1 000 habitants (petites villes ou villages) et où la densité démographique ne dépasse pas 400 personnes par kilomètre carré d'après les frontières géographiques définies par le Recensement de 1996 et les chiffres de population calculés en 1995 sur la foi du Recensement de 1991.

***Revenu agricole net :*** Sur la foi de l'Enquête sur les finances des consommateurs, le revenu agricole net équivaut aux recettes brutes d'exploitation (y compris les indemnités directes des programmes agricoles) moins les dépenses d'exploitation brutes après amortissement telles qu'elles sont déclarées par les agriculteurs exploitant leur propre ferme ou louant une ferme de façon individuelle ou collective (société de personnes). Le revenu en nature en est exclut.

***Revenu total :*** Englobe le revenu tiré de sept sources :

- *Revenu agricole net* – (voir définition ci-dessus).
- *Traitements et salaires* – traitements et salaires bruts avant retenue, notamment, de l'impôt sur le revenu et des cotisations de l'assurance-emploi et des régimes de pension. Le revenu en nature en est exclut.
- *Revenu net tiré d'un travail autonome* – revenu brut moins dépenses inhérentes à un travail autonome effectué seul ou de façon collective dans une entreprise non constituée; englobe le revenu provenant de locataires ou de pensionnaires. Dans le cas des familles agricoles, le revenu agricole net est exclut du revenu tiré d'un travail autonome, sauf indication contraire.
- *Revenu de placement* – intérêt obligataire, dividendes, intérêt hypothécaire, loyers nets, revenu d'une succession, intérêt bancaire et autres revenus de placement y compris l'intérêt sur les soldes du Compte de stabilisation du revenu net (CSRN).
- *Transferts sociaux de l'État* – ensemble des prestations de bien-être social émanant des Trésors fédéral, provincial et municipal telles que la sécurité de la vieillesse, le supplément de revenu garanti, l'allocation au conjoint, les prestations du Régime de pensions du Canada (RPC) ou du Régime des rentes du Québec (RRQ), les prestations d'assurance-emploi, l'indemnisation des accidentés du travail, les indemnités de formation, les prestations pour anciens combattants, l'aide sociale, les pensions aux aveugles et aux handicapés, les crédits d'impôt remboursables, les crédits pour taxe sur les produits et services et les prestations fiscales pour enfants.
- *Pensions* – pensions et rentes de retraite.
- *Divers autres revenus* – bourses, pensions alimentaires et autres sources de revenu non précisées et non incluses dans les catégories ci-dessus.

***Seuil de faible revenu (SFR) :*** Seuil calculé par Statistique Canada à partir des dépenses familiales moyennes consacrées à l'alimentation, au logement et à l'habillement et exprimé en pourcentage du revenu avant impôt. Statistique Canada établit des SFR pour l'année de référence dans le cas des familles qui consacrent à leurs besoins fondamentaux 20 p. 100 de plus de leur revenu que la moyenne canadienne. Les SFR sont ensuite rajustés tous les ans en fonction de l'indice des prix à la consommation. En se fondant sur les données de dépenses de 1992, Statistique Canada a calculé que les SFR s'établissaient à 54,7 p. 100 du revenu. Il y a deux facteurs qui différencient les SFR : la taille de la région de résidence (milieu rural ou milieu urbain) et la taille de la famille. Par exemple, en 1995, le SFR était de 31 753 $ pour une famille de quatre membres habitant une région urbaine de 500 000 habitants ou plus.

***Type d'exploitation agricole :*** Selon la classification employée par Statistique Canada, ensemble des exploitations dans lequel au moins 51 p. 100 des recettes provenant du marché (vente de produits agricoles) résultent de la vente d'un produit particulier. Par exemple, une exploitation laitière est un type d'exploitation qui vend des produits laitiers.

# Annexe : Mesures de l'inégalité

Il existe de nombreuses façons de mesurer l'inégalité. Dans cette annexe, nous traiterons des mesures employées dans la présente étude et de certaines de leurs caractéristiques. L'étude concerne seulement les mesures compatibles avec l'inégalité de Lorenz. Chacune des mesures est sensible à des changements quelque peu différents dans la forme de la distribution des gains.

Le coefficient de Gini et les autres mesures de l'inégalité permettent d'analyser si « les riches s'enrichissent ou si les pauvres s'appauvrissent ». Ces mesures ne permettent pas de déterminer s'il y a davantage de riches ou de pauvres ou si le nombre de membres de la classe moyenne diminue ou augmente. Pour répondre à des questions de ce genre, il faut disposer de mesures de la polarisation qui décrivent les changements dans la distribution des personnes entre des niveaux de gains relatifs fixes.

## Mesure de l'inégalité sensible dans la partie centrale

### Coefficient de Gini

$$GINI = \Sigma_i W_i (y_i/\mu)$$

et

$$W_i = p_i \left[ \sum_{i=1}^{j} (2p_j - p_i - 1) \right]$$

où $W_i$ = pondération associée à la proportion de la population dans le $i^{ème}$ groupe

$p_i$ = proportion de la population dans le $i^{ème}$ groupe de revenu

$y_i$ = revenu moyen dans ce groupe

$\mu$ = revenu moyen global

Le coefficient de Gini découle de la courbe de Lorenz; il est défini comme étant la superficie entre la courbe de Lorenz et la droite diagonale, divisée par la superficie totale du triangle. Le coefficient de Gini a donc une valeur comprise entre 0 et 1, et une valeur de 0 signifie que tous les membres de la population ont les mêmes gains. Cette valeur correspond au cas où la courbe de Lorenz suit la diagonale. Un coefficient de Gini dont la valeur est de 1 signifie qu'une personne possède tout le revenu et que la courbe de Lorenz suit l'axe horizontal.

La principale critique que l'on peut faire en ce qui concerne le coefficient de Gini est qu'il accorde une importance égale à des écarts absolus égaux dans le revenu, même si l'un de ces écarts est calculé entre deux groupes à faible revenu et l'autre entre deux groupes à revenu élevé. Zyblock (1996) a déterminé que « ...pour qu'un changement dans le coefficient de Gini soit considéré comme statistiquement significatif et attribuable à des facteurs autres que la variabilité d'échantillonnage, sa valeur absolue doit être supérieure ou égale à 0,008. » (p. 20, traduction.)

## Mesure de l'inégalité sensible dans la partie supérieure

### Coefficient de variation

$$CV = \left[\Sigma p_i (y_i - \mu)^2\right]^5 / \mu$$

Le coefficient de variation donne l'écart-type exprimé en pourcentage de la moyenne. Cette mesure est indépendante de l'échelle de la variable aléatoire. Ce coefficient est utile quand on veut savoir si une distribution est relativement plus variable qu'une autre. Plus la valeur du coefficient est élevée, plus le degré d'inégalité est élevé. Le coefficient de variation et le coefficient de Gini tendent à donner une classification semblable du degré d'inégalité de la distribution du revenu mais, en termes absolus, ces deux mesures ne sont pas comparables. La principale faiblesse du coefficient de variation est qu'il est influencé par la valeur de la moyenne.

## Mesures de l'inégalité sensibles dans la partie inférieure

### Indice d'entropie de Theil

$$TE = \sum (y_i/\mu) ln(y_i/\mu)$$

### Indice de Theil-Bernoulli

$$TB = -\sum p_i ln(y_i/\mu)$$

### Indice exponentiel

$$EXP = \sum p_i \exp(-y_i/\mu)$$

où $ln$ = logarithme naturel

$p_i$ = proportion de la population dans le $i^{ème}$ groupe de revenu

$y_i$ = revenu moyen dans ce groupe

$\mu$ = revenu moyen global

Il peut arriver que les mesures de l'inégalité sensibles dans la partie supérieure évoluent dans la direction opposée aux mesures de l'inégalité sensibles dans la partie inférieure.

## Mesures de la polarisation

### Indice de polarisation de Foster-Wolfson

$$FWP = 2 \bullet [2 \bullet (0.50 - PROPORTION50 - GINI)] \bullet (médiane/moyenne)$$

où PROPORTION50 = proportion des gains des individus qui se situent dans la moitié inférieure de la distribution

Si tout le monde a les mêmes gains, l'indice de polarisation de Foster-Wolfson sera égal à 0 et, à l'autre extrême, quand l'indice est égal à 1, on a une population parfaitement polarisée divisée en deux moitiés égales, chacune ayant l'une des deux valeurs possibles pour les gains, soit le minimum ou le maximum. L'indice mesure la dispersion de la médiane et la bi-modalité de la distribution. Pour qu'un changement dans l'indice de polarisation de Foster-Wolfson soit statistiquement significatif au niveau de cinq pour cent, sa valeur absolue doit être supérieure ou égale à 0,015 (Zyblock, 1996).